Évaluation du projet pilote de l'AE relatif aux semaines réduites, 1998-2001

Rapport final

Évaluation et développement des données
Politique stratégique
Développement des ressources humaines Canada

septembre 2001

SP-AH166-05-01F

Remerciements

Le présent document a été élaboré conjointement par Nazish Ahmad, Winnie Lo, Tom Siedule et Lesle Wesa. Lesle a réuni et compilé les données provenant de divers dossiers administratifs de DRHC. Winnie, Nazish et Tom se sont chargés d'établir le cadre d'évaluation, d'effectuer l'analyse et de rédiger le rapport.

Table des matières

Résumé i

1. Introduction 1

2. Aperçu du « projet pilote de l'assurance-emploi (AE) relatif aux semaines réduites, 1998-2001 » 3

3. Comportement dans le cadre du programme d'assurance-emploi (AE) et du projet pilote relatif aux semaines réduites 5

4. Sources de données et méthode 7

5. Participants et non-participants au programme dans les 31 régions visées par le projet 9
5.1 Profil 9
5.2 Participation au programme 10

6. Répercussions du programme 13
6.1 Participants au programme et membres du groupe témoin 13
6.2 Approximation première 14
6.3 Effets différentiels 17
6.3.1 Le modèle d'évaluation : résumé non technique 17
6.3.2 Le nombre de semaines réduites par province : l'incidence des conditions économiques régionales 19
6.3.3 Participantes ayant des attributs personnels similaires dans les différentes provinces 21
6.3.4 Prestations totales versées aux participants au programme 22

7. Conclusions 25

Bibliographie 27

Annexe A : Le modèle d'évaluation et les équations d'estimation 29

Annexe B : Répartition des gains hebdomadaires moyens des participants au programme 43

Annexe C : Note technique à propos des sources de données 45

Annexe D : 31 régions économiques visées par le « Projet pilote de l'AE relatif aux semaines réduites, 1998-2001 » 47

106-02313/

Liste des tableaux

Tableau 1 Profil des participants et des non-participants au programme dans les 31 régions visées par le projet....10

Tableau 2 Semaines réduites travaillées et demandes de prestations d'AE....11

Tableau 3 Participants au programme des semaines réduites et membres du groupe témoin — Caractéristiques précises et résultats sur le marché du travail 14

Liste des figures

Figure 1 « Demandes comportant des semaines réduites (nombre total des demandes) » dans les 31 régions visées par le projet 11

Figure 2 Nombre total des semaines réduites de travail comparé au nombre des semaines réduites attribuées au projet pilote relatif aux petites semaines 16

Figure 3 Semaines réduites de travail : incidences du projet pilote relatif aux petites semaines et des conditions économiques régionales 20

Figure 4 Semaines réduites de travail : participantes comparables à Terre-Neuve et en Alberta....22

Figure 5 Avantages monétaires totaux pour les participants et les participantes au programme 24

Résumé

Le 10 novembre 1998, l'honorable Pierre S. Pettigrew, ministre de Développement des ressources humaines Canada, a annoncé le lancement d'un projet pilote relatif aux semaines réduites dans 31 régions économiques de l'assurance-emploi (AE) ayant un taux de chômage élevé. Ce nouveau projet remplaçait les projets d'ajustement des petites semaines qui ont pris fin le 14 novembre 1998. Le projet pilote a commencé le 15 novembre 1998 et se terminera en novembre 2001.

La présente étude évalue l'actuel projet pilote relatif aux semaines réduites dont les objectifs sont les suivants :

- examiner l'efficacité du projet pour ce qui est d'encourager les participants au programme à accepter des *semaines réduites* de travail durant la période de base (PB, c.-à-d. les vingt-six semaines précédant le dernier jour d'emploi);

- déterminer l'incidence du projet sur les revenus et les semaines de travail des participants au programme;

- évaluer les répercussions du projet sur les prestataires d'AE de sexe masculin et féminin séparément.

Le présent rapport fait état des constatations de l'étude à ce jour. Les résultats présentés comportent des observations relatives aux données pour la période « de novembre 1998 à août 2000 », des statistiques descriptives et des calculs effectués à l'aide de notre modèle d'évaluation économétrique.

En nous fondant sur les éléments dont nous disposons à l'heure actuelle, nous sommes amenés à conclure que le projet a accompli sa mission. Dans les 31 régions participant au projet des semaines réduites, un grand nombre de prestataires d'AE ont bénéficié du projet. Neuf p.100 des prestataires de sexe masculin et 17,8 p. 100 des prestataires de sexe féminin en ont profité. Ces prestataires ont augmenté sensiblement le nombre total de leurs semaines de travail durant les 26 semaines précédant leur cessation d'emploi (2,1 semaines pour les hommes contre 2,4 semaines pour les femmes). Les données économétriques montrent que c'était en grande partie, voire entièrement, grâce au projet que le nombre des *semaines réduites* de travail a augmenté dans les 31 régions visées par le projet pilote. Le nombre additionnel de semaines de travail pendant la PB, et l'augmentation des gains qui leur sont associés, ne constituaient pas le seul avantage pour ces prestataires. Lorsqu'ils se sont retrouvés au chômage, leur taux de prestations était plus élevé et le nombre des semaines durant lesquelles ils ont touché des prestations était plus important. Nous estimons que le projet a augmenté le revenu total (gains additionnels provenant d'un emploi plus les prestations additionnelles d'AE) de 658 $ pour une participante typique et de 820 $ pour un participant typique. Cette différence entre les deux sexes était due essentiellement à la différence dans les salaires moyens de ces groupes.

Nos résultats vont dans le sens des conclusions de l'évaluation du professeur Friesen portant sur les projets pilotes d'ajustement des petites semaines de 1997-1998. Cette constatation n'est pas surprenante, étant donné que ces projets consécutifs relatifs aux semaines réduites sont pratiquement identiques.

1. Introduction

Le 10 novembre 1998, l'honorable Pierre S. Pettigrew, ministre de Développement des ressources humaines Canada, a annoncé le lancement d'un projet pilote relatif aux semaines réduites dans 31 régions économiques de l'assurance-emploi (AE) ayant un taux de chômage élevé. Ce nouveau projet remplaçait les projets d'ajustement des petites semaines qui ont pris fin le 14 novembre 1998. Le nouveau projet pilote a été lancé le 15 novembre 1998 et se terminera en novembre 2001 dans 31 régions à taux de chômage élevé (les 29 régions initiales, auxquelles ont été ajoutées Hull et Sudbury). Le coût du projet est estimé à 225 millions de dollars sur une période de trois ans.

Le but du système de l'AE fondé sur les heures était d'encourager les travailleurs à accepter tout travail disponible pour maximiser leur admissibilité et leur droit à des prestations d'AE. Cependant, cette nouvelle formule de calcul des taux de prestations d'AE a produit un effet imprévu. En vertu du nouveau système d'AE, le taux hebdomadaire de prestations est basé sur la rémunération hebdomadaire assurable moyenne durant la période de base (PB), qui est de vingt-six semaines avant le dernier jour d'emploi[1]. On calcule la rémunération hebdomadaire moyenne en divisant la rémunération totale de la période de base par le nombre de semaines de travail ou par le dénominateur minimal, le plus élevé de ces deux nombres étant retenu. Dans le cas de personnes qui ont travaillé à la fois des semaines régulières et des *semaines réduites*, ces dernières peuvent réduire leur taux de prestations d'AE. Aussi bien les employeurs que les travailleurs reconnaissent l'effet dissuasif de cette formule. Dans les régions où le taux de chômage est élevé et où les travailleurs comptent beaucoup sur les prestations d'AE, cette formule peut réduire considérablement le nombre des *semaines réduites* travaillées par une personne.

En 1997, dans le cadre de ses efforts pour résoudre le problème que présentaient les *semaines réduites*, Développement des ressources humaines Canada (DRHC) a lancé les projets initiaux d'ajustement des petites semaines de 1997-1998 pour aider les travailleurs dans 29 régions ayant un taux de chômage élevé à accepter tout emploi disponible sans que leur taux de prestations en souffre. Dans le cadre de ces projets, une *petite semaine* était définie comme n'importe quelle semaine durant laquelle le revenu est inférieur à 150 $. La phase I des projets d'ajustement des petites semaines avait pour but de traiter les demandes présentées après le 4 mai 1997 dans des régions précises ayant un taux de chômage élevé, alors que la phase II concernait les demandes soumises après le 31 août 1997, dans les autres régions à taux de chômage élevé. Durant les deux phases des projets, on a appliqué deux méthodes différentes (*exclusion* ou *regroupement des petites semaines* aux fins du calcul de la rémunération hebdomadaire moyenne) pour calculer les

---

1 La PB peut être prolongée du nombre de « semaines prescrites » dans la période usuelle de 26 semaines. Les « semaines prescrites » incluent les semaines pour lesquelles des prestations d'AE ont été payées ou sont payables. Par exemple, un utilisateur fréquent de l'AE peut avoir touché des prestations d'AE durant la période de 26 semaines et sa PB peut avoir été prolongée au-delà de 26 semaines.

prestations d'AE de manière à inciter davantage les prestataires à accepter des *petites semaines* de travail[2]. Les dates où devaient commencer et se terminer les deux phases ont été annoncées durant la première semaine de mars 1997. Les projets des petites semaines de 1997-1998 ont été évalués par Évaluation et développement des données (ÉDD) en 1999, et le lecteur qui aimerait lire l'évaluation la trouvera sur le site Web d'ÉDD de Développement des ressources humaines Canada[3].

Les objectifs de la présente évaluation consistent à évaluer l'efficacité du projet pilote relatif aux semaines réduites (1998-2001), actuellement en cours. Plus particulièrement, l'étude vise à faire ce qui suit :

- examiner l'efficacité du projet pour ce qui est d'encourager les participants au programme à accepter des *semaines réduites* de travail durant la PB;
- déterminer l'incidence du projet sur les revenus et les semaines de travail des participants au programme;
- évaluer les répercussions du projet sur les prestataires d'AE de sexe masculin et féminin séparément.

Ce rapport fait état des constatations de l'étude à ce jour. Les résultats présentés comportent des observations relatives aux données pour la période « de novembre 1998 à août 2000 »[4], des statistiques descriptives et des calculs effectués à l'aide de notre modèle d'évaluation économétrique.

---

2 La méthode de *regroupement des petites semaines* permet à un travailleur de prendre en compte toutes les semaines de travail régulières et les *petites semaines* où son revenu était le meilleur pour amener le nombre de semaines assurables au dénominateur minimal. Les *petites semaines* qui restent sont *regroupées* aux fins du calcul des prestations. La méthode d'*exclusion des petites semaines* est similaire : on se sert des semaines régulières et des *petites semaines* où la rémunération était la meilleure pour arriver au dénominateur minimal, mais les *petites semaines* restantes sont exclues du calcul du taux de prestations.

3 Voir Jane Friesen, « Évaluation des répercussions des projets des semaines réduites de 1997-1998 sur le régime d'assurance-emploi et résultats sur le marché du travail » **http://www11.hrdc-drhc.gc.ca/edd/ISWPx.shtml**.

4 Les régions économiques de l'AE, et par conséquent les régions participant au projet pilote relatif aux petites semaines, ont été modifiées le 9 juillet 2000. Les données de juillet et d'août 2000 sont basées sur 34 régions participant au projet pilote relatif aux petites semaines. Or, dans le présent rapport, pour éviter toute confusion, nous parlons tout au long de « 31 régions », ayant été établis dans le projet original.

2. *Aperçu du « projet pilote de l'assurance-emploi (AE) relatif aux semaines réduites, 1998-2001 »*

Tel que mentionné auparavant, en vertu du régime d'assurance-emploi (AE), la formule utilisée pour calculer le taux hebdomadaire de prestations décourage les personnes d'accepter des *semaines réduites* de travail durant la période de base (PB). Plus particulièrement, les travailleurs saisonniers travaillant à la fois des semaines de travail régulières (durant lesquelles leurs gains sont supérieurs à 150 $) et des *semaines réduites* pourraient être fortement touchés. Le projet pilote relatif aux semaines réduites a été conçu pour encourager les travailleurs dans les régions où le taux de chômage est élevé (supérieur à 10 p. 100) à accepter de travailler des *semaines réduites* sans que leur taux de prestations en ressente les effets.

Pour pouvoir participer au projet, il faut habiter dans l'une des 31 régions économiques sélectionnées. Il faut également que le nombre total des semaines assurables travaillées durant la PB corresponde ou soit supérieur au dénominateur minimal dans la région. La période de prestations ne peut commencer avant le 15 novembre 1998, autrement les règles fixées dans le cadre des anciens projets d'ajustement des petites semaines (1997-1998) s'appliquent. De plus, le prestataire doit avoir travaillé au moins une semaine régulière et une *semaine réduite*.

Pour calculer le taux de prestations d'AE en vertu du projet, on applique une méthode d'« exclusion »[5]. En vertu de cette méthode, les taux de prestation d'AE ne sont pas réduits lorsque le prestataire travaille des *semaines réduites*. Si le nombre de *semaines régulières* que travaille un prestataire est inférieur au dénominateur minimal régional, les *semaines réduites* durant lesquelles les gains étaient les plus élevés sont prises en compte pour augmenter le nombre de semaines jusqu'à ce qu'il atteigne le dénominateur minimal régional. Les *semaines réduites* restantes sont exclues aux fins du calcul des prestations. Cependant, toutes les heures travaillées sont prises en compte pour déterminer l'admissibilité aux prestations et la durée du versement de celles-ci.

5 Voir la note en bas de page nº 2. Étant donné que les deux méthodes fournissent le même taux de prestations et font intervenir les mêmes critères pour établir l'admissibilité et la durée des prestations, seule la méthode d'« exclusion » est utilisée dans le cadre du projet pilote actuel. Le principal avantage que présente la méthode d'« exclusion » est qu'elle facilite le calcul du taux de prestations.

3. *Comportement dans le cadre du programme d'assurance-emploi (AE) et du projet pilote relatif aux semaines réduites*

On peut donc affirmer que le problème que présentent les *semaines réduites* est attribuable à la formule de calcul du taux de prestations d'AE. Une fois que le nombre de semaines de travail assurables d'une personne correspond au dénominateur minimal, une semaine de travail additionnelle durant laquelle ses gains sont inférieurs à sa rémunération hebdomadaire moyenne aura pour effet de réduire ses prestations hebdomadaires d'AE à l'avenir. Lorsqu'elle décide de travailler une semaine additionnelle, une personne doit prendre en considération les gains supplémentaires qu'elle obtiendra en les comparant au montant des prestations d'AE qu'elle perdra à l'avenir[6].

En vertu du projet pilote relatif aux semaines réduites, une personne dont le nombre de semaines de travail correspond au dénominateur minimal et qui travaille une semaine additionnelle pour laquelle elle touchera une rémunération de 150$ ou moins ne verra pas ses prestations réduites par la suite. Ainsi, la décision de travailler ou non n'aura aucune incidence sur les prestations de cette personne. Essentiellement, le facteur dissuadant les prestataires de travailler des *semaines réduites* a été éliminé[7].

L'exemple qui suit montre comment le programme d'AE peut décourager une prestataire typique de travailler, là où le projet pilote relatif aux semaines réduites n'existe pas. Plus particulièrement, il montre l'incidence d'une semaine de travail pour laquelle la rémunération est inférieure à la rémunération moyenne tout en dépassant la limite supérieure de 150 $. Disons qu'une prestataire travaille pendant 21 semaines et que sa rémunération totale assurable s'élève à 6 300 $. Son revenu hebdomadaire moyen est de 300 $ (6 300 $ ÷ 21 = 300 $). S'il s'agit d'une prestataire ordinaire ne faisant l'objet d'aucune pénalité, elle touchera une prestation hebdomadaire de 165 $ (300 $ x 55 % = 165 $) pendant une durée maximale de 30 semaines, en l'absence du projet pilote relatif aux semaines réduites[8]. Si elle travaille une semaine additionnelle et gagne 200 $, la prestation hebdomadaire sera diminuée de 2 dollars (c.-à-d. que son taux hebdomadaire

---

6 Étant donné que les gains sont immédiats et que la perte de prestations d'AE se produira à un moment ultérieur, la décision dépend aussi du taux d'actualisation de la personne.

7 En général, une personne qui décide de ne pas travailler de semaine additionnelle aura un plus grand nombre d'heures à consacrer à des activités non liées au marché. La décision de travailler cette semaine dépendra alors du nombre d'heures requises pour obtenir des gains supplémentaires et l'importance qu'accorde cette personne au temps de loisirs.

8 Les règles qui régissent le calcul des taux de prestations sont décrites dans le guide sur l'assurance-emploi.

de prestations est maintenant égal à (6 500 $ ÷ 22) x 55 % = 163 $)[9]. Ses gains de 200 $ occasionnent une réduction de 60 $ dans les prestations qui lui seront versées sur 30 semaines. L'augmentation nette de son revenu pour la période de base et la période de versement de prestations est de 140 $[10].

Lorsqu'elle décide de travailler une semaine de plus, la personne compare l'avantage relatif des gains additionnels au montant des prestations d'AE qu'elle perdra par la suite. En vertu du régime d'AE, la semaine de travail additionnelle est moins attrayante; moins les gains obtenus durant cette semaine de travail sont importants, plus les gains moyens obtenus durant les autres semaines sont élevés et plus la période de prestations est longue.

Dans le cadre du projet pilote relatif aux semaines réduites, un participant ou une participante typique au programme qui travaille une semaine additionnelle durant laquelle il ou elle gagne 150 $ ou moins touchera la même prestation hebdomadaire et la même somme totale de prestations. L'augmentation de son revenu correspond entièrement à la rémunération hebdomadaire touchée durant cette semaine.

Cependant, si durant cette semaine additionnelle de travail, la rémunération est inférieure à la rémunération hebdomadaire moyenne et supérieure au plafond de 150 $, l'effet dissuasif pour ce qui est du revenu net persiste. Tandis que le projet élimine le facteur qui dissuade les prestataires d'accepter des semaines de travail durant lesquelles leurs gains sont de 150 $ ou moins, ils continuent à être découragés d'accepter de travailler des semaines durant lesquelles leurs gains seront « inférieurs à la rémunération hebdomadaire moyenne et supérieurs à la limite de 150 $ ».

La mesure dans laquelle le projet en cours a réussi à éliminer l'effet dissuasif du programme d'AE d'accepter des *semaines réduites* de travail dans les 31 régions est essentiellement une question d'ordre empirique. Par exemple, il se peut que les prestataires ayant travaillé des *semaines réduites* aient choisi de le faire en raison du projet ou pour d'autres raisons. Les prestataires auraient pu travailler le même nombre de *semaines réduites* sans les incitatifs créés par le projet. Dans le cas présent, le projet pilote n'a pas causé de changement dans le comportement des prestataires. Toutefois, il est possible que certains prestataires aient modifié leurs habitudes de travail et aient travaillé un nombre additionnel de *semaines réduites* en raison du projet. La présente évaluation a essentiellement pour but d'évaluer cet effet différentiel sur le comportement des prestataires (c.-à-d. la différence entre ce qu'ils ont fait et ce qu'ils auraient fait en l'absence du projet).

---

9 Le taux hebdomadaire de prestations est calculé jusqu'à deux décimales et arrondi au chiffre entier le plus proche.

10 L'effet d'une semaine de travail additionnelle sur la durée de l'admissibilité à des prestations n'est pas pris en compte dans ce calcul parce que, en général, un participant typique n'épuise pas son admissibilité à des prestations.

4. Sources de données et méthode

Les sources de données ayant servi à cette enquête sont les dossiers administratifs de Développement des ressources humaines Canada (DRHC), qui ont été complétés au moyen de l'information provenant de l'Enquête sur la population active. Les dossiers administratifs nous fournissent des attributs personnels, des emplacements géographiques, des données sur l'emploi et les gains de semaine en semaine et de l'information relative aux demandes de prestations. Les données tirées de l'Enquête sur la population active décrivent les conditions économiques des régions où les prestataires d'assurance-emploi (AE) habitent, et dont les éléments se rapprochent des taux de chômage régionaux. Les données examinées durant cette analyse ont trait à la période allant de novembre 1998 (début du projet pilote relatif aux semaines réduites) à août 2000[11]. Le lecteur trouvera à l'Annexe C une description plus détaillée des données administratives utilisées.

L'évaluation, est basée sur la méthode des groupes de comparaison appliquée à des modèles de programmes non expérimentaux. Dans ce contexte, les prestataires d'AE se trouvant dans les 31 régions visées par le projet pilote relatif aux semaines réduites forment le groupe des participants et les prestataires dans le reste de l'économie constituent le groupe témoin. À des fins de clarté, les termes suivants sont utilisés pour distinguer les différents groupes de prestataires dans le restant du présent rapport.

- Participants au programme : prestataires dans les 31 régions visées par le projet pilote dont les demandes incluaient quelques *semaines réduites* de travail;

- Non-participants au programme : prestataires dans les 31 régions visées par le projet pilote dont les demandes ne comportaient pas des *semaines réduites* de travail;

- Membres du groupe témoin : prestataires ayant travaillé ou non des *semaines réduites*[12] et habitant à l'extérieur des 31 régions visées par le projet pilote relatif aux semaines réduites.

Ce rapport commence par une analyse des statistiques descriptives. Les caractéristiques des participants au programme sont comparées à celles des non-participants dans les 31 régions visées par le projet pilote. De plus, les participants au programme sont comparés aux membres du groupe témoin dans les régions non incluses dans le projet pilote. Les résultats obtenus pour les participants et les participantes sont indiqués séparément.

---

11 Les données du mois d'« août 2000 » sont les plus récentes observations pouvant être incluses dans l'analyse.

12 À vrai dire, le terme *« semaine réduite »* signifie peu de chose dans le cas des prestataires habitant à l'extérieur des 31 régions visées par le projet pilote. Cependant, pour faciliter la description de celui-ci, nous utilisons ce terme pour désigner n'importe quelle semaine de travail durant laquelle un prestataire a gagné moins de 150 $.

Les statistiques descriptives nous fournissent quelques renseignements généraux à propos des activités sur le marché du travail des participants au programme, des non-participants au programme et des membres du groupe témoin. Toutefois, les attributs personnels, les antécédents socio-économiques et le climat économique que l'on retrouve au niveau régional ne sont pas les mêmes pour tous. De plus, il peut y avoir des facteurs inobservables (p. ex., la motivation) qui influencent le rendement sur le marché du travail. En bref, les statistiques descriptives sont insuffisantes à elles seules pour démontrer l'efficacité du projet pilote relatif aux semaines réduites.

En conséquence, dans le cadre de notre étude, nous avons aussi utilisé un modèle d'évaluation économétrique pour estimer les effets différentiels du projet pilote. Cette approche permet de tenir compte de l'influence exercée par tous les facteurs observables ainsi que des *« valeurs immatérielles »*. Un résumé non technique du modèle est présenté plus loin dans le rapport, et l'annexe A renferme une description détaillée du modèle d'évaluation économétrique, ainsi que les résultats des calculs estimatifs.

5. *Participants et non-participants au programme dans les 31 régions visées par le projet*

5.1 Profil

Le présent chapitre renferme quelques-uns des points saillants concernant les participants et les non-participants au programme dans les 31 régions visées par le projet pilote relatif aux semaines réduites. Le tableau 1 présente les moyennes des variables sélectionnées pour les participants et les non-participants au programme qui ont présenté des demandes de prestations d'assurance-emploi (AE) durant la période allant de novembre 1998 à août 2000[13]. Le nombre de prestataires de sexe féminin ayant participé au projet pilote était plus élevé que celui des prestataires de sexe masculin (142 526 contre 93 637 ou, en termes relatifs, 17,8 p. 100 par rapport à 9 p. 100). Les participants au programme ont connu des taux de chômage légèrement plus élevés et ont travaillé moins d'heures pendant la période ouvrant droit aux prestations que les non-participants. En moyenne, les participants au programme ont touché des prestations d'AE pendant un plus grand nombre de semaines depuis le 1er juillet 1996 que les non-participants. Les participantes et les non-participantes avaient plus ou moins le même âge, mais les participants avaient environ trois ans de moins que les non-participants. La dernière rangée du tableau 1 montre la différence entre le taux de prestations d'AE réel d'un participant typique et ce que cette même personne aurait touché en l'absence du projet.

13 À vrai dire, le terme « demande » se différencie du terme « prestataire », étant donné que la même personne a pu présenter plus d'une demande durant la période allant de novembre 1998 à août 2000. Dans le cadre des travaux statistiques, l'unité d'analyse utilisée est la « demande ». Cependant, à des fins descriptives, nous utilisons les termes « demande » et « prestataire » de façon interchangeable dans le présent rapport. Si un prestataire a présenté une demande comportant des *semaines réduites* de travail, cette personne est alors considérée comme un participant au programme.

TABLEAU 1
Profil des participants et des non-participants au programme dans les 31 régions visées par le projet

	Participants	Non-participants	Participantes	Non-participantes
	Hommes		Femmes	
Nbre de prestataires	93 637 (9,0 %)	940 725 (90,9 %)	142 526 (17,8 %)	659 446 (82,2 %)
Âge moyen	35,6	38,3	38,0	37,6
Nbre d'heures travaillées durant la période d'admissibilité	1 154,4	1 343,2	1 060,9	1 338,6
Nombre de semaines de prestations depuis le 1er juillet 1996	33,2	28,5	28,4	16,4
Taux de chômage	12,4	11,6	12,3	10,8
Changement dans les prestations hebdomadaires	19,8 $	—	17,3 $	—

5.2 Participation au programme

Le projet pilote relatif aux semaines réduites de 1998-2001, en cours actuellement, a commencé le 15 novembre 1998. Entre cette date et le 31 août 2000, près de 1,84 million de demandes de prestations d'assurance-emploi (AE) ont été présentées dans les 31 régions participant au projet. De ce nombre, environ 13 p. 100 (ou 236 000) comportaient des *semaines réduites* de travail[14], ce qui représente 2 p. 100 de plus que le taux constaté pour les projets d'ajustement des petites semaines de 1997-1998.

Durant la période indiquée, 142 526 demandes incluant des *semaines réduites* ont été présentées par des femmes, et leur nombre dépassait de près de 50 000 le nombre des demandes présentées par des hommes. Les femmes étaient presque deux fois plus susceptibles de participer au projet que les hommes, leur taux de participation étant de 17,8 par rapport à 9 p. 100. Dans le cas des femmes, le taux de participation au projet pilote était 3,2 p. 100 plus élevé que le taux de participation aux projets de 1997-1998. Dans le cas des hommes, cette augmentation s'élevait à 1,4 p. 100.

14 Pour simplifier la description des résultats, ces demandes seront appelées demandes incluant des *semaines réduites* dans le restant du présent rapport. Pour qu'une demande incluant des *semaines réduites* de travail puisse être prise en compte aux fins de l'admissibilité, la personne qui la présente doit avoir travaillé au moins une semaine de travail régulière (c.-à-d. durant laquelle elle a touché une rémunération de 150 $ ou plus) durant la période de base.

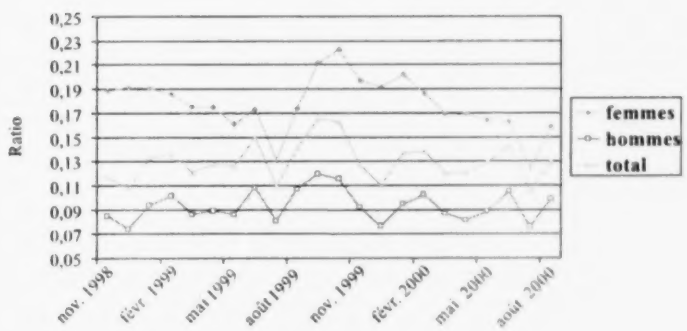
TABLEAU 2
Semaines réduites travaillées et demandes de prestations d'AE

	Taux de participation[1]	Nombre total de demandes des prestations d'AE[2]	
Total	12,9 %	1 836 334	100 %
Hommes	9,0 %	1 034 362	56,3 %
Femmes	17,8 %	801 972	43,7 %
Colombie-Britannique	8,9 %	200 408	10,9 %
Prairies	4,8 %	38 936	2,1 %
Ontario	6,7 %	259 521	14,1 %
Québec	13,5 %	896 718	48,8 %
Provinces de l'Atlantique	18.0 %	429 570	23,4 %

1. Le taux de participation est défini comme suit : « demandes de prestations d'AE incluant des *semaines réduites* de travail/nombre total des demandes de prestations d'AE » dans les régions visées par le projet relatif aux semaines réduites.
2. Le nombre des demandes au Canada est supérieur à la somme des demandes pour l'ensemble des cinq régions. Cette situation est attribuable au fait que ce nombre inclut les demandes présentées dans les Territoires du Nord-Ouest, dans le Yukon et à l'étranger.

Le tableau 2 montre que les prestataires d'AE dans les provinces de l'Atlantique étaient plus susceptibles de participer au projet, suivis de ceux du Québec. Les prestataires dans les régions des Prairies, de l'Ontario et de la Colombie-Britannique étaient moins susceptibles d'y participer. Cette tendance diffère de la répartition des demandes de prestations d'AE par région (voir le tableau 2)[15].

FIGURE 1
« Demandes comportant des semaines réduites (nombre total des demandes) » dans les 31 régions visées par le projet



15 Les chiffres fournis ont trait uniquement aux demandes présentées dans les régions visées par le projet dans ces provinces.

La figure 1 montre les taux de participation[16] pour les hommes, les femmes et l'ensemble des prestataires, séparément, de novembre 1998 à août 2000. Les trois courbes font état d'une variation considérable avec le temps. Toutefois, il semble n'y avoir aucune indication claire quant à un effet saisonnier. Le taux de participation a augmenté légèrement chez les femmes à l'automne 1999, mais cette série de données ne porte pas sur une période suffisamment longue pour qu'on puisse démontrer qu'il s'agit d'un phénomène qui revient à chaque automne. Les taux de participation ne révèlent pas de tendances non plus[17], ce qui pourrait être interprété comme une absence d'« effets d'apprentissage ». Cela signifie qu'en ce qui concerne le projet en cours, le fait d'en connaître les éléments n'entre pas en ligne de compte et, par conséquent, n'a aucun effet sur les taux de participation dans le temps. Ce manque d'« effets d'apprentissage » est conforme à notre attente *a priori*. Bien que les prestataires aient pu ne pas connaître l'option des semaines réduites en 1997, ils étaient plus sensibilisés au projet pilote relatif aux semaines réduites en novembre 1998.

Durant la période allant de novembre 1998 à août 2000, le taux de participation des femmes était plus élevé que celui des hommes. Les taux de participation observés aussi bien pour les prestataires de sexe masculin que pour les prestataires de sexe féminin étaient généralement plus élevés dans le cadre du projet relatif aux petites semaines que dans le cadre des projets comparables en 1997-1998. Trois facteurs pourraient expliquer ces taux plus élevés : i) la connaissance des prestataires en ce qui a trait à l'option des semaines réduites du programme d'AE, ii) des facteurs tels que des différences dans les caractéristiques personnelles des prestataires et dans les climats économiques peuvent y avoir contribué en partie, et iii) le fait qu'on a mieux réussi à encourager les travailleurs à accepter des *semaines réduites* dans le cadre du projet en cours que durant les projets antérieurs.

16 Par souci de clarté, le ratio « demandes incluant des semaines réduites/nombre total de demandes » se définit comme le taux de participation au projet pilote relatif aux semaines réduites dans le reste du présent document.

17 Ces résultats ont été confirmés par notre analyse de régression multiple. Le taux de participation étant la variable dépendante et le terme constant, trois variables saisonnières muettes et la tendance temporelle formant les variables indépendantes, les résultats du calcul d'estimation de la participation pour les prestataires de sexe masculin montrent que les trois variables saisonnières muettes et la tendance temporelle sont toutes statistiquement négligeables. Le résultat du calcul effectué pour les prestataires de sexe féminin est similaire à une exception près, c'est-à-dire que durant le troisième trimestre, le taux de participation est relativement significatif (à 10 p. 100), tandis que les deux autres variables saisonnières muettes et la tendance temporelle demeurent égales à zéro, statistiquement parlant.

6. *Répercussions du programme*

6.1 Participants au programme et membres du groupe témoin

On ne peut mesurer les effets différentiels du projet simplement en comparant le rendement sur le marché du travail des participants et des non-participants au programme des *semaines réduites* dans les 31 régions visées par le projet. La raison en est que certains des participants auraient travaillé des semaines réduites même en l'absence du projet. Par définition, les non-participants dans les 31 régions visées par le projet n'ont travaillé aucune *semaine réduite*. Par conséquent, la comparaison du rendement des participants au programme à celui des non-participants au programme dans les 31 régions visées par le projet conduirait inévitablement à des estimations faussées des effets *différentiels* du projet.

Pour contourner ce problème méthodologique, nous avons créé le groupe témoin en nous servant de demandes présentées en dehors des 31 régions visées par le projet. Dans les dossiers administratifs allant de novembre 1998 à août 2000, nous avons choisi au hasard 260 131 demandes. Les auteurs de ces demandes ont pu travailler ou non des semaines où ils ont gagné moins de 150 $. Si ces personnes étaient des « clones » des participants au programme, l'évaluation des effets différentiels du programme serait aisée. Tout ce qu'il y aurait lieu de faire serait de calculer les différences dans les résultats obtenus sur le marché du travail par ces deux groupes de personnes. Par exemple, si un participant typique au programme a travaillé trois *semaines réduites* de plus durant la période de base (PB) qu'un membre du groupe témoin, nous pourrions interpréter cette différence comme correspondant à l'effet différentiel du projet sur les participants au programme. Cela serait nécessairement le cas puisque, par définition, un « clone » est identique à un participant au programme à cette différence près qu'il n'a pas participé au projet. Dans le monde réel, étant donné que l'hypothèse des « clones » est indéfendable, les estimations fournies par des statistiques descriptives peuvent servir uniquement comme estimations très rudimentaires. Dans la section « approximation première », en plus des statistiques descriptives, nous avons utilisé également des équations d'estimation économétriques précises pour faire une approximation des répercussions du projet. Les équations sont techniquement supérieures à l'information fournie par les statistiques descriptives, mais ne représentent pas nos estimations finales. Dans la dernière partie de notre rapport, nous utilisons le modèle d'évaluation économétrique pour contrevérifier l'exactitude de ces estimations. En plus de produire des résultats plus détaillés, ce modèle sera utilisé au besoin pour réévaluer les répercussions du projet sur les résultats obtenus par les prestataires sur le marché du travail.

Dans le fichier des données pour les 31 régions participant au projet, il y avait 236 163 demandes comportant des semaines réduites de travail de novembre 1998 à août 2000. Malheureusement, par inadvertance, certains renseignements essentiels ne figuraient pas sur ces demandes. Sur les 236 163 demandes présentées, seulement 162 830 (c.-à-d. [162 830/236 163) = 68,9 p. 100)] comportent des données complètes.

Bien que nous puissions toujours nous servir des 236 163 demandes comportant des semaines réduites pour établir le profil des participants, il nous est impossible de prendre en compte l'ensemble des demandes pour faire une estimation des effets du programme. Dans le présent rapport, la stratégie que nous avons adoptée est la suivante :

- Nous nous sommes basés sur les 236 163 demandes comportant des semaines réduites dans les 31 régions visées par le projet et sur quelque 1,6 million de demandes de non-participants pour établir le profil des participants et des non-participants au programme des semaines réduites et pour estimer les taux de participation dans les 31 régions.

- Aux fins d'approximation des répercussions du programme, nous avons limité l'échantillon aux 162 830 demandes comportant des semaines réduites[18] dans les 31 régions participant au projet et aux 260 131 demandes (membres du groupe témoin) sélectionnées au hasard dans le reste du pays. Ce dernier groupe de prestataires peut avoir travaillé ou non quelques semaines réduites et avoir touché une rémunération inférieure à 150 $ durant la PB[19].

6.2 Approximation première

TABLEAU 3
Participants au programme des semaines réduites et membres du groupe témoin — Caractéristiques précises et résultats sur le marché du travail*

	Participants	Membres du groupe témoin	Participantes	Membres du groupe témoin
	Hommes		Femmes	
Nombre de demandes	64 701	132 120	98 129	128 011
Âge	35,53	37,39	38,25	36,95
Taux de chômage (%)	12,64	6,45	12,55	6,35
Semaines travaillées durant la PB	23,91	24,77	24,33	25,29
Rémunération assurable durant la PB ($)	10 101,50	14 790,01	7 292,13	12 206,02

18 Notre test statistique a confirmé que les demandes incomplètes représentent un échantillon aléatoire des 236 163 demandes. Ce résultat n'est pas surprenant : étant donné qu'il s'agit de dossiers administratifs, il ne revient pas aux prestataires de déterminer « les renseignements qu'ils doivent fournir et ceux qu'ils peuvent omettre ».

19 Le taux de chômage est différent de celui indiqué dans le tableau précédent puisque l'échantillon se limite dorénavant à 162 830 fichiers comportant des données complètes sur les participants. Les 162 830 demandes des participants et 260 131 demandes pour le reste du pays constituent aussi les sources de données qui ont servi à l'évaluation économétrique dont il est question dans la section 6.3.

TABLEAU 3 (suite)
Participants au programme des semaines réduites et membres du groupe témoin — Caractéristiques précises et résultats sur le marché du travail*

	Participants	Membres du groupe témoin	Participantes	Membres du groupe témoin
	Hommes		Femmes	
Semaines réduites travaillées durant la PB**	2,74	0,02	3,39	0,03
Rémunération durant les *semaines réduites* au cours de la PB***($)	237,79	1,92	302,27	2,76

* Une *semaine réduite* se définit comme une semaine où la rémunération est inférieure à 150 $. À l'exception des chiffres indiquant le « nombre des demandes » (rangée 1), les chiffres correspondent aux moyennes des variables.

** Il s'agit de *semaines réduites* qui seraient exclues aux fins du calcul des prestations pour les participants au projet relatif aux semaines réduites. Dans le cas des membres du groupe témoin, les chiffres renvoient aux statistiques correspondantes si le lieu de résidence de la personne se trouve dans une région visée par le projet.

*** Il s'agit des gains obtenus durant les *semaines réduites* mentionnées plus haut.

Le tableau 3 présente des statistiques clés sélectionnées concernant les participants au programme et les membres du groupe témoin. Les données nous montrent que très peu de prestataires en dehors des 31 régions visées par le projet ont travaillé des *semaines réduites* durant la période de base (PB). On pourrait en déduire que les *semaines réduites* travaillées dans les 31 régions participant au projet sont attribuables en partie à la mise en œuvre de celui-ci dans les régions. Les véritables effets quantitatifs du programme demeurent ambigus parce que, en plus du projet, les participants au programme et les membres du groupe témoin avaient des antécédents socio-économiques différents et des possibilités d'emploi qui variaient. Ainsi, les différences observées dans le nombre de *semaines réduites* travaillées peuvent s'expliquer à la fois par l'existence du projet pilote relatif aux semaines réduites et par des différences dans les caractéristiques personnelles. Pour cette raison, nous devons faire intervenir des équations d'estimation de régression multiple pour assurer la comparabilité des deux groupes. Ces équations d'estimation sont des éléments secondaires de notre modèle d'évaluation économétrique, dont nous nous servirons pour finaliser notre évaluation des effets différentiels du projet. Les équations d'estimation sont décrites à l'annexe A de ce rapport.

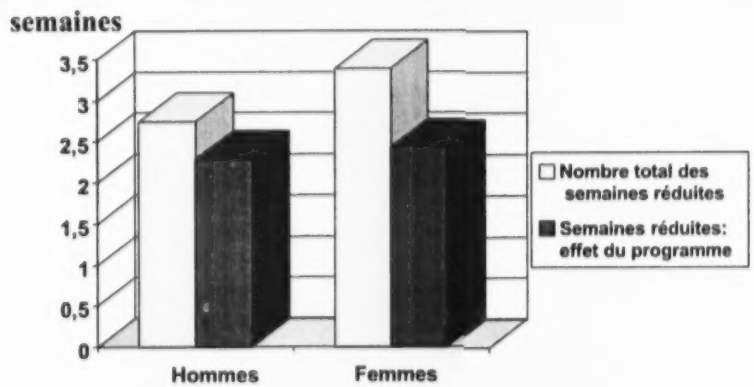
L'approche adoptée équivaut à faire une approximation simultanée des influences exercées par le projet et par des facteurs socio-économiques à l'aide de deux équations de régression multiple. L'hypothèse retenue pour la première équation est que les *semaines réduites* de travail durant la PB dépendent des attributs personnels du prestataire (sexe, âge, etc.), de la situation sur le marché du travail dans la région où le prestataire habite (évaluation approximative selon le taux de chômage de la région), de la province de résidence, du secteur de travail spécifique et de la participation au programme. La

deuxième équation sert à estimer l'incidence des *semaines réduites* travaillées sur le nombre total des semaines de travail durant la PB. Cette équation repose sur le fait qu'une *semaine réduite* de travail peut donner lieu à des semaines de travail additionnelles.

Les équations d'estimation (voir l'annexe A) confirment que, après avoir pris en compte tous les autres facteurs, le projet pilote relatif aux *semaines réduites* a eu pour effet d'augmenter le nombre de semaines réduites de travail chez un participant typique au programme d'environ deux semaines durant la PB. De plus, toujours pour les participants au programme, une *semaine réduite* de travail tendait à se traduire par une période de travail additionnelle de 0,2 semaine. Plus particulièrement, les hommes ont travaillé 2,1 semaines de plus au total, tandis que les femmes ont travaillé environ 2,4 semaines de plus grâce au projet pilote relatif aux petites semaines.

FIGURE 2

Nombre total des semaines réduites de travail comparé au nombre des semaines réduites attribuées au projet pilote relatif aux petites semaines



La figure 2 représente graphiquement les effets estimés du projet pilote relatif aux semaines réduites. Les estimations montrent qu'après avoir pris en compte tous les autres facteurs, le nombre observé de *semaines réduites* de travail durant la PB était attribuable essentiellement au projet, aussi bien dans le cas des hommes que des femmes (77 p. 100 et 72 p 100, respectivement[20]). Du point de vue monétaire, le projet a augmenté les gains des participants de sexe masculin et féminin de plus de 300 $ durant la PB[21]. Le lecteur doit comprendre également que le projet procure d'autres avantages qui ne sont pas décrits ici :

---

20 Cela inclut l'effet direct du projet sur le nombre des semaines réduites travaillées par une personne durant la PB ainsi que l'effet du nombre accru des semaines réduites travaillées sur le nombre total des semaines travaillées durant la PB.

21 Voir la section 6.3.4 du présent rapport. Ces chiffres incluent les avantages indirects mentionnés plus haut. Étant donné qu'une *semaine réduite* de travail pourrait entraîner d'autres semaines de travail « réduites ou régulières », les avantages estimés du projet pour les participants et les participantes sont légèrement supérieurs aux gains obtenus grâce aux semaines réduites de travail durant la PB, tels qu'observés dans le cadre de notre étude.

- La variable des résultats a trait au nombre des « *semaines réduites* qui ont été exclues » de la formule de calcul des prestations d'AE. Pour à peu près 83 p. 100 des prestataires, cela correspond au nombre des « *semaines réduites* travaillées » durant la PB. Cependant, pour 17 p. 100 des prestataires, le nombre des *grosses semaines* travaillées (c.-à-d. durant lesquelles les gains équivalaient ou étaient supérieurs à 150 $) était insuffisant pour satisfaire aux exigences liées au dénominateur minimal établi pour leur région d'AE. En conséquence, certaines de leurs *semaines réduites* de travail devant être prises en compte pour satisfaire à ces exigences, elles ne feraient donc pas partie de la variable clé des résultats obtenus dans le cadre de la présente étude. Heureusement, nous disposons de la même information pour les participants au programme et pour les membres du groupe témoin. De cette façon, sur le plan méthodologique, nous « comparons toujours des pommes à des pommes », de sorte que l'estimation des « *semaines réduites* travaillées » renvoie en fait aux « *semaines réduites* qui sont exclues » de la formule de calcul des prestations, et dont le résultat est nécessairement inférieur au « nombre des *semaines réduites* travaillées ».

- En plus des avantages obtenus durant la PB, les participants au programme ont bénéficié de taux de prestations plus élevés et avaient droit à un plus grand nombre de semaines de prestations lorsqu'ils se sont retrouvés au chômage. Les avantages totaux (gains durant les semaines de travail additionnelles et prestations d'AE additionnelles) pour les participants au programme sont décrits plus en détail à la section 6.3.4 de ce rapport.

6.3 Effets différentiels

6.3.1 Le modèle d'évaluation : résumé non technique

Les résultats présentés dans la section de l'« approximation première » reposent sur l'hypothèse que ce qu'on appelle couramment le *biais de sélection* dans les ouvrages spécialisés sur l'évaluation ne s'applique pas dans le contexte de l'évaluation du projet pilote relatif aux semaines réduites. L'exactitude ou non de cette affirmation est une question d'ordre empirique.

Quelle que soit l'opinion de l'évaluateur quant à l'existence ou à l'absence d'un *biais de sélection* dans n'importe quel ensemble de données, cette question doit être réglée de façon empirique. Sans l'application de critères empiriques, les critiques trouveraient les résultats présentés *trop préliminaires* parce que, d'après eux, l'existence d'un *biais de sélection* risque de changer complètement les résultats et la conclusion à laquelle on arrive. Par exemple, ils peuvent être portés à croire que l'*autosélection* est répandue chez les participants au programme. Cela pourrait être vrai si les participants au programme étaient personnellement plus motivés à accepter des *semaines réduites* de travail que les membres du groupe témoin. Dans de telles circonstances, il y aurait *biais de sélection* et les résultats présentés dans la section « approximation première » pourraient être trompeurs parce qu'ils n'auraient pas été ajustés en conséquence.

La méthode économétrique standard appliquée en réponse aux questions liées au *biais de sélection* est le modèle de Heckman. En bref, ce modèle sert à estimer les influences

exercées par les valeurs immatérielles (p. ex., la motivation) et les valeurs tangibles (attributs personnels, facteurs socio-économiques, climats économiques régionaux, etc.) au moyen d'un ensemble d'équations de participation et d'équations des résultats. Dans le cas du projet pilote relatif aux semaines réduites, le modèle peut se composer d'une équation de participation et de deux équations des résultats (*semaines réduites* de travail et nombre total de semaines de travail durant la PB). L'évaluateur est généralement tenu d'examiner deux sources possibles de *biais de sélection*, à savoir le *biais administratif* et le *biais d'autosélection*. Par *biais administratif*, on entend la tendance qu'ont les agents du programme à autoriser les personnes qui ont le plus de chances de réussir à participer au programme. Étant donné que toutes les personnes sur le marché du travail dans les 31 régions visées par le projet pilote relatif aux semaines réduites ont eu la possibilité d'y participer, de par sa définition, le *biais administratif* ne présente pas de problème dans le cadre de la présente étude. Toutefois, le rôle joué par l'*autosélection* n'est pas aussi clair. Le modèle traite explicitement de ce facteur dans l'équation de participation et intègre ensuite les valeurs obtenues aux équations des résultats. Les valeurs estimées obtenues à l'aide de ces méthodes sont théoriquement et techniquement libres de tout effet confusionnel découlant du *biais de sélection*[22].

Pour mettre à l'essai l'hypothèse du *biais de sélection*, nous avons utilisé les techniques économétriques proposées par Heckman[23] ainsi que les données provenant des 31 régions participant au projet pilote des semaines réduites et les données du reste du marché [24], pour appliquer le modèle d'évaluation d'une méthode à trois équations, à savoir la probabilité de participation au programme, *semaines réduites* travaillées et nombre total des semaines de travail[25].

Les équations d'estimation du modèle d'évaluation (équations 1 à 3) et les deux équations de la méthode classique des moindres carrés (équations 4 et 5) utilisées dans la section « approximation première » sont présentées à l'annexe A. Lorsque l'on compare les coefficients estimatifs fournis par les équations du modèle d'évaluation (équations 2 et 3) avec ceux des équations (équations 3 et 4) utilisées dans la section « approximation première », il est facile de voir qu'elles sont extrêmement proches les unes des autres. Cela nous amène immédiatement à deux conclusions évidentes. Premièrement, le *biais de sélection* ne constitue pas un problème dans l'évaluation du projet pilote relatif aux semaines réduites. Deuxièmement, à toutes fins utiles, le choix des séries d'équations utilisées n'a pas beaucoup d'importance et conduit pratiquement à la même conclusion. Les résultats présentés dans la section « approximation première » demeurent donc valides. Pour cette raison, nous continuerons d'avoir recours au modèle d'évaluation pour effectuer les derniers calculs, mais nous ne nous en servirons pas pour recalculer les statistiques présentées antérieurement.

---

22 Pour une description plus détaillée du modèle d'évaluation de Heckman, voir Heckman (1979).

23 Voir Heckman (1979).

24 L'échantillon comporte 162 830 demandes de participants venant des 31 régions visées par le projet pilote et 260 131 demandes (groupe témoin) sélectionnées au hasard dans le reste du pays.

25 Le terme *« semaines réduites »* de travail désigne les *semaines réduites* travaillées durant la PB, qui seraient exclues aux fins du calcul des prestations pour les participants au programme. L'expression « semaines de travail totales » se traduit par la somme des *semaines réduites* et des semaines de travail régulières durant la PB.

6.3.2 Le nombre des semaines réduites par province : l'incidence des conditions économiques régionales

Comme prévu, la probabilité qu'une personne participe au programme et ses activités subséquentes sur le marché du travail (c.-à-d. les *semaines réduites* de travail et le nombre total des semaines de travail durant la PB) dépendent de nombreux facteurs (voir les équations d'estimation du modèle d'évaluation à l'annexe A). Pour illustrer l'incidence de deux des facteurs les plus importants (le projet et les conditions économiques régionales) sur les *semaines réduites* de travail dans les provinces, nous avons utilisé le modèle d'évaluation, ainsi que les données réelles pour effectuer une série de simulations simples. Plus particulièrement, nous avons tenté de répondre à deux questions :

1. Dans quelle mesure les conditions économiques régionales ont-elles contribué à la moyenne des *semaines réduites* de travail dans la province?

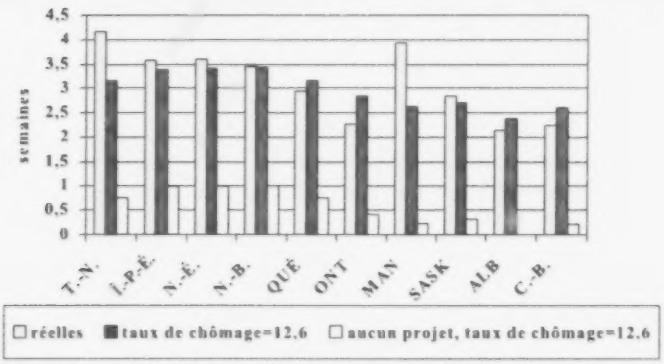
2. En l'absence du projet pilote relatif aux semaines réduites, les participants dans les 31 régions visées par le projet auraient-ils quand même travaillé quelques *semaines réduites*?

Pour répondre à la question 1, nous avons élaboré un scénario hypothétique selon lequel les taux de chômage dans les 31 régions participant au projet pilote étaient identiques et correspondaient à la moyenne pour les 31 régions (c.-à-d. à 12,6 p. 100), tout en laissant les autres facteurs (données réelles) inchangés. Théoriquement, c'est ainsi que la situation se serait présentée en ce qui concerne le nombre des *semaines réduites* de travail et le nombre total des semaines de travail par province, si dans l'ensemble des 31 régions visées par le projet pilote, le taux de chômage avait été de 12,6 p. 100. Les résultats simulés à l'aide de ce scénario, ainsi que les données réelles nous permettent de voir quel est l'effet du climat économique provincial sur les *semaines réduites* de travail dans les provinces.

Pour répondre à la question 2, en plus d'établir l'hypothèse précédente concernant les taux de chômage, nous partons du principe qu'« *aucun* projet pilote relatif aux semaines réduites » avait été lancé dans les 31 régions participant au projet pilote, et ce, pour créer un deuxième scénario hypothétique. Les résultats de cette simulation nous montrent quel aurait été le nombre de *semaines réduites* de travail dans les provinces si l'ensemble des 31 régions avaient eu à faire face aux mêmes conditions économiques, soit à un taux de chômage de 12,6 p. 100, et à l'absence du projet pilote relatif aux semaines réduites de travail.

FIGURE 3

Semaines réduites de travail : incidences du projet pilote relatif aux semaines réduites et des conditions économiques régionales



La figure 3 représente graphiquement les résultats de la simulation[26]. La première colonne montre la moyenne réelle des *semaines réduites* de travail dans la province. La deuxième montre quel aurait pu être le nombre de *semaines réduites* de travail dans la province si les taux de chômage dans les régions visées par le projet pilote correspondaient aux taux de chômage moyens des 31 régions participant au projet durant la période allant de novembre 1998 à août 2000 (12,6 p. 100). Selon ce scénario, le nombre de *semaines réduites* de travail à Terre-Neuve et au Manitoba aurait été nettement inférieurs à leur nombre réel en raison du fait que dans les régions participant au projet pilote dans ces provinces, les taux de chômage étaient en réalité nettement supérieurs à 12,6 p. 100. Dans une moindre mesure, le nombre des *petites semaines* de travail à l'Île-du-Prince-Édouard, en Nouvelle-Écosse, au Nouveau-Brunswick et en Saskatchewan aurait également été inférieur aux chiffres contenus dans les dossiers historiques pour des raisons similaires. Par contre, au Québec, en Ontario, en Alberta et en Colombie-Britannique, le nombre des *semaines réduites* de travail aurait été plus élevé que les chiffres indiqués dans les dossiers historiques. Cette situation est attribuable au fait que les taux de chômage sont relativement faibles dans ces provinces (c.-à-d. inférieurs à 12,6 p. 100).

La deuxième série de colonnes (plus foncées), dans la figure 3, montre qu'en uniformisant le climat économique, la variation parmi les provinces quant au nombre de *semaines réduites* de travail aurait été sensiblement inférieure aux tendances illustrées par les données réelles. Le Manitoba, en particulier, qui occupait la deuxième place pour ce qui est du nombre de *semaines réduites* réellement travaillées, aurait eu un nombre en deçà de la moyenne nationale. Théoriquement, le nombre de *semaines réduites* de travail est déterminé par la demande et l'offre de *semaines réduites*. Les résultats empiriques laissent

26 Il est à noter que toutes les statistiques présentées ici ont trait aux moyennes des données pour les régions visées par le projet pilote à l'intérieur des provinces. Les régions de la province ne faisant pas partie du projet relatif aux semaines réduites ont été exclues.

supposer que sur le marché des *semaines réduites*, la demande a plus ou moins imposé les résultats. Plus particulièrement, les travailleurs auraient travaillé moins de *semaines réduites*, si l'économie de la région où ils résidaient avait été florissante et que les possibilités de travailler des *grosses semaines* avaient été nombreuses.

La différence entre la deuxième et la troisième colonnes pour chaque groupe provincial montre la manière dont le projet pilote relatif aux *semaines réduites* a aidé à augmenter le nombre de *semaines réduites* travaillées dans une province. Sans exception, le projet demeure le facteur le plus important dans la détermination du nombre de *semaines réduites* de travail dans l'ensemble des 31 régions visées par le projet pilote. La troisième (dernière) colonne montre ce qui se serait produit si, dans toutes les régions participant au projet pilote dans ces provinces, le taux de chômage avait été de 12,6 p. 100 et que le projet pilote relatif aux semaines réduites n'y avait pas été mis en œuvre. En pareilles circonstances, les prestataires de l'Alberta n'auraient accepté aucune *semaine réduite* de travail, mais les prestataires dans les autres provinces auraient travaillé de 0,4 à 1 *semaine réduite*.

6.3.3 Participantes ayant des attributs personnels similaires dans les différentes provinces

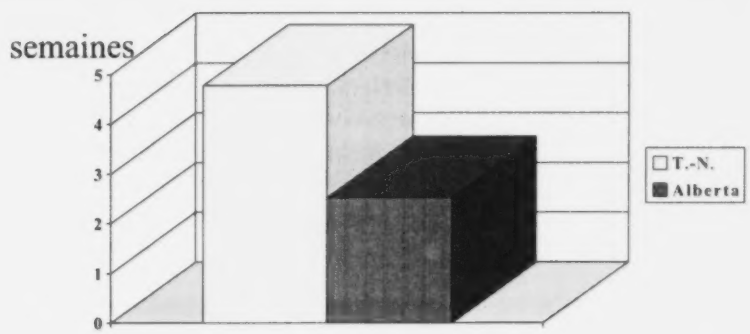
Les données historiques nous montrent qu'une participante typique à Terre-Neuve a travaillé 4,2 *semaines réduites* durant la PB, mais qu'en moyenne une participante d'Alberta a accepté de travailler seulement 2,1 *semaines réduites* durant la même période. L'élimination des effets des différentes conditions économiques aurait réduit considérablement l'écart, mais il y aurait tout de même eu un écart. La question qu'il faut se poser est la suivante : « Les différences provinciales peuvent-elles être attribuées à des facteurs tangibles plutôt qu'aux cultures provinciales? » Pour répondre à cette question, nous devons savoir ce qu'auraient fait des participantes au programme comparables dans différentes provinces si leurs attributs personnels avaient été identiques et si la seule différence entre elles avait été leur province de résidence. De nouveau, nous pouvons utiliser le modèle d'évaluation pour procéder à ce calcul par simulation. Terre-Neuve et l'Alberta ont été choisies pour illustrer nos propos, mais le même calcul aurait pu être effectué pour toute combinaison de deux autres provinces, quelles qu'elles soient.

Le calcul de simulation a été effectué à la fois pour une participante de Terre-Neuve et de l'Alberta. Les deux participantes avaient des caractéristiques personnelles similaires : il s'agissait de femmes ayant 38 ans, touchant des prestations ordinaires d'AE, travaillant dans le domaine de l'agriculture, n'étant pas membres d'un nouveau groupe ou d'un groupe de rentrants, n'étant pas des *réitérantes*[27] du régime d'AC/AE et ne touchant pas de supplément au revenu familial. En d'autres termes, ces deux participantes avaient beaucoup en commun sauf qu'elles vivaient dans deux provinces différentes. Cette

[27] Dans cette étude, une *réitérante* est définit comme une personne qui, au moment de présenter une nouvelle demande de prestations d'AE, avait touché des prestations ordinaires pendant cinq semaines ou plus depuis le 1er juillet 1996. Il s'agit d'un terme créé pour faciliter la description du projet. Il ne s'agit pas de la définition officielle de DRHC pour ce qui est des réitérants.

dernière *caractéristique* est importante parce que les taux de chômage étaient différents dans les deux provinces et que, par conséquent, les possibilités d'y travailler des *semaines réduites* et des *grosses semaines* n'étaient pas les mêmes.

FIGURE 4
Semaines réduites de travail : participantes comparables à Terre-Neuve et en Alberta



À la figure 4, les résultats sont illustrés par un graphique. Compte tenu de l'existence du projet pilote et de la différence dans les conditions économiques des deux provinces, une participante ayant ces attributs aurait travaillé 4,8 *semaines réduites* à Terre-Neuve et 2,5 *semaines réduites* en Alberta. La différence demeure quand même considérable, à savoir 2,3 semaines. De novembre 1998 à août 2000, le taux de chômage moyen dans les régions visées par le projet pilote en Alberta était de 10,9 p. 100, alors qu'il s'établissait à 19,6 p. 100 dans les régions participantes à Terre-Neuve. Des conditions économiques différentes pourraient expliquer un écart de 1,3 semaine sur un écart global de 2,3 semaines. La différence restante (1 semaine) peut être attribuée à une « différence culturelle provinciale » en l'absence d'autres indications empiriques[28].

6.3.4 Prestations totales versées aux participants au programme

La période sur laquelle a porté l'analyse jusqu'à présent est celle des 26 semaines qui précèdent la cessation d'emploi d'une personne et l'unité implicite examinée par l'analyse est celle des « semaines de travail additionnelles » durant la période de base (PB). Étant donné qu'un participant au programme a reçu des paiements pour les « semaines de travail additionnelles », l'emploi additionnel obtenu grâce au projet fait évidemment partie des avantages totaux dont bénéficie le participant. Cependant, comme on l'a vu précédemment, les avantages totaux doivent aussi inclure les prestations d'AE

[28] Les données que nous avons recueillies ne nous permettent pas de quantifier le rôle que joue le travail saisonnier dans la demande de *semaines réduites*. Bien entendu, l'accomplissement d'activités saisonnières dans certains secteurs est un phénomène unique propre à certaines provinces. Dans ce contexte, l'effet saisonnier peut se distinguer de l'effet d'une « différence culturelle provinciale ».

additionnelles reçues durant la période de chômage. Pour éviter de « mélanger des pommes et des oranges », les avantages totaux dont jouissent les participants doivent être exprimés en termes monétaires (dollars). Nous n'avons mentionné que brièvement cet aspect auparavant, parce que nous souhaitions nous y attarder plus longuement dans la présente section.

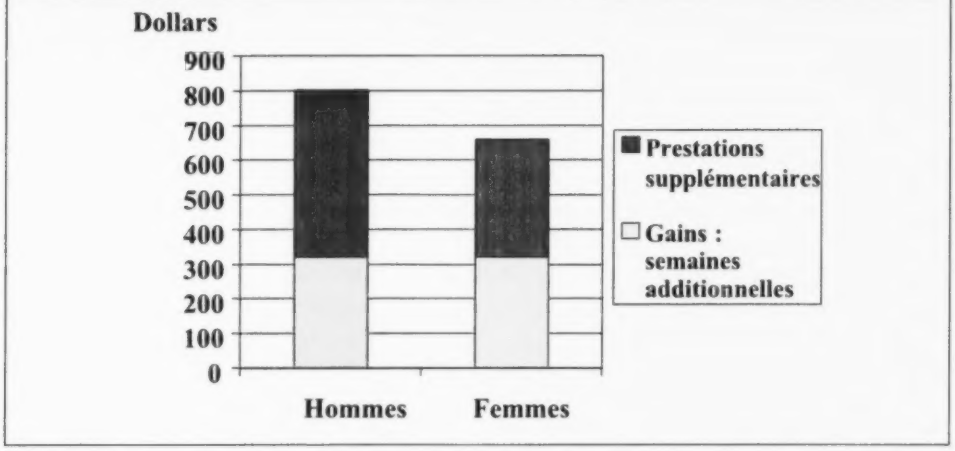
Théoriquement, les avantages totaux que procure le projet à un participant peuvent aller au-delà des avantages mentionnés plus haut. Par exemple, le projet peut avoir renforcé le lien entre la personne et le secteur de travail, lui avoir permis de tenir à jour ses compétences professionnelles en réduisant le risque de déqualification, et l'avoir aidé à maintenir sa discipline professionnelle. Bien qu'il puisse s'agir là d'avantages très importants, nous n'avons pu en faire une estimation au moyen des données disponibles. Dans notre rapport, nous reconnaissons simplement leur existence sans y attribuer des valeurs monétaires arbitraires.

Dans ce contexte, l'avantage total (différentiel) pour un participant typique au programme est la somme des gains différentiels obtenus pour les semaines de travail additionnelles et les prestations d'AE supplémentaires qu'il a touchées en raison de sa participation au programme[29]. En nous fondant sur l'information relative aux semaines additionnelles de travail dont on a fait état auparavant et sur les données concernant les gains durant les *semaines réduites*, les gains assurables, le nombre de semaines incluses dans le dénominateur, le taux de prestations réel, le taux de prestations lié au *statu quo* et le nombre de semaines durant lesquelles des prestations ont été touchées, nous pouvons faire une estimation de l'ensemble des avantages tangibles du programme pour les participants, à l'exception des valeurs des prestations additionnelles auxquelles les prestataires avaient droit. Bien que nous disposions de l'information qui nous permet de calculer la valeur des prestations versées durant les semaines additionnelles pour l'ensemble des participants au programme, ce serait une erreur d'ajouter ces chiffres sans discernement au total des prestations. C'est que seul un nombre très restreint de participants au programme ont continué à toucher des prestations d'AE jusqu'à la fin de la période pendant laquelle ils y avaient droit. La majorité des participants au programme ont cessé de toucher des prestations d'AE avant la fin de cette période. Ces personnes n'ont en fait jamais touché les prestations additionnelles auxquelles elles avaient droit. Dans la présente section, seules les prestations obtenues sont incluses dans les chiffres liés aux avantages. Le cadre de micro-comptabilité que nous utilisons pour accomplir les calculs tient compte de tous les aspects des avantages pour chaque personne. Les résultats finaux sont ensuite présentés séparément pour les hommes et les femmes.

---

29 Avantage (différentiel) total pour un participant au programme = nombre de *semaines réduites* travaillées* rémunération durant les semaines réduites + 0,22* x nombre de semaines réduites travaillées * [rémunération assurable durant la PB/dénominateur (nombre de semaines)] + prestations d'AE additionnelles. Les équations comptables qui servent à calculer les « avantages différentiels » pour les participants de sexe féminin et masculin sont, bien entendu, plus complexes et plus longues que la formule stylistique fournie ici. Cependant, cette formule est suffisante pour donner une idée des éléments fondamentaux de l'approche adoptée.

FIGURE 5
Avantages monétaires totaux pour les participants et les participantes au programme



La figure 5 résume graphiquement les points saillants des résultats. En plus de présenter les « prestations totales par sexe », le graphique montre la contribution des semaines additionnelles de travail et des prestations d'AE additionnelles aux avantages totaux que procure la participation au programme.

Grâce au projet, le revenu d'une participante typique a augmenté de 658 $ et celui d'un participant typique, de 820 $. Bien que ces gains additionnels représentent des gains différentiels provenant d'un emploi ou des prestations d'AE échelonnées sur de nombreuses semaines (la PB et la période de versement de prestations d'AE), il ne fait aucun doute qu'ils étaient essentiels pour de nombreux prestataires dans les régions à taux de chômage élevé qui étaient visées par le projet pilote relatif aux semaines réduites. L'apport des semaines additionnelles de travail (attribuables au projet) à la prestation totale était de 320,9 $ dans le cas des hommes et de 321,4 $ dans le cas des femmes. Que ces deux chiffres soient si proches n'est pas surprenant. D'une part, ce faible écart s'explique par la définition d'une *semaine réduite*, pendant laquelle on ne peut gagner que 150 $, et d'autre part, par la différence de salaires entre les prestataires de sexe masculin et les prestataires de sexe féminin. Le salaire d'un participant typique avait tendance à être plus élevé que celui de son homologue féminin, mais les femmes ont travaillé un nombre légèrement plus élevé de *semaines réduites*. Du point de vue des prestations additionnelles touchées, un participant typique touchait 499,5 $ et une participante typique, 336,9 $. Cette constatation est due à nouveau à l'écart moyen qui existe entre les salaires versés aux hommes et aux femmes.

En prenant connaissance de ces résultats, il ne faudrait cependant pas conclure que le projet pilote relatif aux semaines réduites profite davantage aux hommes qu'aux femmes. Comme nous l'avons vu précédemment, le taux de participation des prestataires de sexe féminin était considérablement plus élevé que celui des prestataires de sexe masculin. Bien que la prestation totale versée à un participant typique ait été plus élevée que celle d'une participante typique, représentant une somme additionnelle de 162 $, les prestataires de sexe féminin ont participé en plus grand nombre au projet.

7. Conclusions

L'objectif du projet pilote relatif aux semaines réduites, 1998-2001, est d'encourager les gens à accepter des *semaines réduites* de travail en vertu du régime d'assurance-emploi (AE). Si nous nous basons sur les indications fournies par notre analyse, nous arrivons à la conclusion que le projet a permis d'atteindre cet objectif. L'analyse statistique descriptive des données brutes fournit des résultats appuyant cette conclusion, résultats qui sont confirmés également par des estimations économétriques plus sophistiquées.

Les résultats montrent qu'un grand nombre des prestataires d'AE ont bénéficié du projet pilote. Dans les 31 régions visées par le projet, 9 p.100 et 17,8 p. 100 des prestataires de sexe masculin et de sexe féminin respectivement ont participé au programme. Chez ces prestataires, le projet a fait augmenter le nombre de semaines de travail totales d'approximativement 2,1 semaines dans le cas des hommes, et de 2,4 semaines dans le cas des femmes, durant les 26 semaines ayant précédé la cessation d'emploi. En plus des gains obtenus, les semaines additionnelles de travail ont augmenté les prestations obtenues par la suite.

Lorsque les participants se sont retrouvés au chômage, le taux des prestations qu'ils ont touchées était plus élevé, de même que le nombre de semaines durant lesquelles ils avaient droit à des prestations. D'après l'étude, le projet pilote relatif aux semaines réduites aurait contribué à faire augmenter le revenu total (gains additionnels provenant d'emplois, et prestations d'AE additionnelles) d'une participante typique de 658 $, et d'un participant typique de 820 $.

Pour conclure, le projet a encouragé de nombreuses personnes à accepter des *semaines réduites* de travail durant lesquelles elles ont gagné de « 0 $ à 150 $ ». Il a éliminé la pénalité au chapitre des prestations d'AE pour ces *semaines réduites*. Par conséquent, il s'est traduit par un revenu plus important pour de nombreux prestataires habitant dans des régions à taux de chômage élevé où chaque dollar est important. Ces résultats sont semblables aux constatations du professeur Friesen, à la suite de son évaluation des projets pilotes d'ajustement relatifs aux semaines réduites de 1997-1998. Cela n'est pas surprenant, étant donné que ces projets consécutifs relatifs aux semaines réduites ont une structure pratiquement identique.

Bibliographie

HECKMAN, James. « Sample Selection Bias as a Specification Error », *Econometrica*, 47, 1979, p. 313-318.

FRIESEN, Jane. « Évaluation des répercussions des projets des semaines réduites de 1997-1998 sur le régime d'assurance-emploi et résultats sur le marché du travail, rapport final », série de rapports d'évaluation de DRHC 1999.

PHIPPS, Shelley. « Quantity Constrained Household Response to UI reform », *Economic Journal*, 100, p. 124-140, 1999.

Annexe A : Le modèle d'évaluation et les équations d'estimation

Dans les modèles d'évaluation de programmes non expérimentaux, le *biais de sélection* est une importante source de préoccupation pour l'évaluateur. En l'absence de tests empiriques formels, une personne critiquant la méthode appliquée peut refuser d'accepter les conclusions provenant de statistiques descriptives et de méthodes statistiques multivariables qui ne tiennent pas compte de la question du *biais de sélection*. Par exemple, si, en l'absence du projet pilote, les participants au programme sont davantage motivés à accepter des *semaines réduites* de travail que les membres du groupe témoin, il y a *biais de sélection*. Dans de telles circonstances, les estimations économétriques ne tenant pas compte des influences exercées par le *biais de sélection* pourraient être trompeuses, puisque les effets du *biais de sélection* sur les résultats du programme n'ont pas été éliminés.

La méthode économétrique standard qui porte explicitement sur le *biais de sélection* est le modèle de Heckman. En bref, le modèle sert à faire une estimation des influences exercées par des facteurs intangibles (p. ex., motivation) et par des facteurs tangibles (attributs personnels, facteurs socio-économiques, climats économiques régionaux, etc.) sur la participation au programme et les résultats de celui-ci. Dans le contexte du modèle typique du *biais de sélection*, l'évaluateur doit envisager l'existence de deux sources possibles de *biais de sélection*, à savoir le *biais administratif* et le *biais d'autosélection*. Il y a *biais administratif* lorsque les agents au programme tendent à permettre uniquement aux personnes qui ont le plus de chances de réussir de participer au programme. Étant donné que la possibilité de participer au projet pilote relatif aux semaines réduites a été offerte à toutes les personnes sur le marché du travail dans les 31 régions visées par le projet pilote, par définition, le *biais administratif* est inexistant aux fins de notre évaluation. Cependant, *l'autosélection* demeure une préoccupation. Dans le cadre de notre enquête, le modèle d'évaluation se compose d'une équation de participation et de deux équations des résultats (*semaines réduites* de travail et nombre total de semaines de travail durant la période de base (PB). Le modèle traite de cette question directement dans l'équation de participation. Si les participants au programme sont davantage motivés à accepter des *semaines réduites* de travail que les membres du groupe témoin, ce facteur intangible se reflétera donc dans les coefficients estimatifs de l'équation de participation. Cette équation de participation peut alors être utilisée pour produire l'information nécessaire à l'estimation des deux équations des résultats[30]. Les estimations auxquelles on

30 Il y a deux versions de l'estimateur de Heckman. Le premier utilise l'équation de participation pour calculer le rapport inverse de Mills, puis inclut ce rapport comme l'une des variables explicatives dans les équations des résultats. La deuxième version est essentiellement une méthode variable instrumentale. Elle utilise l'équation de participation pour calculer la probabilité de la participation au programme, puis se sert de la série de résultats obtenus comme variable instrumentale pour remplacer la variable de participation (variable explicative) dans les équations des résultats. L'approche variable instrumentale est celle que nous utilisons pour faire notre estimation.

arrive par cette méthode sont techniquement et théoriquement libres de tout effet confusionnel découlant du *biais de sélection*[31].

Pour vérifier l'hypothèse du *biais de sélection* et pour savoir si un *biais de sélection* existe dans les données ayant trait aux *semaines réduites*, nous avons utilisé la méthode économétrique proposée par Heckman, ainsi que les données provenant des 31 régions participant au projet pilote relatif aux semaines réduites et les données ayant trait au restant de l'économie[32], pour arriver à l'équation de participation, à l'équation des *semaines réduites* travaillées et à l'équation du nombre total de semaines de travail[33]. Ces équations d'estimation ont deux objectifs : i) évaluer la pertinence de la question du *biais de sélection* dans le contexte de l'enquête décrite ici et ii) fournir à l'évaluateur un moyen de mieux comprendre l'importance des *semaines réduites* dans les 31 régions visées par le projet pilote. Par exemple, nous savons *a priori* que les avantages totaux dont bénéficie un participant au programme correspondent à l'augmentation des gains durant les semaines additionnelles de travail pendant la PB plus les prestations d'AE additionnelles qu'il peut recevoir pendant qu'il est au chômage. Les coefficients estimatifs provenant du modèle des trois équations ainsi que les données réelles nous fournissent l'information nécessaire pour effectuer ce calcul.

Les équations d'estimation du modèle d'évaluation (équations 1 à 3), ainsi qu'une liste des définitions des variables utilisées dans le modèle sont fournies à la fin de la présente annexe. Deux équations de la méthode classique des moindres carrés (équations 4 et 5), sur lesquelles reposent les résultats quantitatifs fournis dans la section 6.2 de ce rapport, sont incluses également à des fins de référence. Le lecteur aura peut-être remarqué que les équations 2 et 3 et que les équations 4 et 5 comportent les mêmes variables dépendantes et variables explicatives. La seule différence entre les deux ensembles de données est la manière dont elles ont été estimées[34]. Les équations 2 et 3 ont été conçues de façon à tenir compte de l'influence potentielle du *biais de sélection*, mais les équations 4 et 5 sont basées sur la supposition qu'il n'y a aucun *biais de sélection*. Cette supposition est valide uniquement si les coefficients estimatifs des équations 4 et 5 ne sont pas très différents des coefficients estimatifs 2 et 3. Cela a été confirmé statistiquement. Nous pouvons donc conclure que le *biais de sélection* n'est pas une préoccupation pertinente dans le contexte de l'évaluation du projet pilote relatif aux semaines réduites de travail.

---

31 Pour une description plus détaillée du modèle d'évaluation de Heckman, voir Heckman (1979).

32 L'échantillon se compose de 162 830 demandes soumises par des participants dans 31 régions visées par le projet pilote et de 260 131 demandes (groupe témoin) sélectionnées au hasard dans le reste du pays.

33 Le terme *« semaines réduites »* de travail désigne les *semaines réduites* travaillées durant la PB, qui seraient exclues aux fins du calcul des prestations des participants au programme. L'expression « semaines de travail totales » se traduit par la somme des *semaines réduites* et des semaines de travail régulières durant la PB.

34 En particulier, les équations 2 et 3 ont été estimées au moyen de l'estimateur de Heckman (variable instrumentale), tandis que les équations 4 et 5 ont été estimées au moyen de la méthode classique des moindres carrés.

Voici un court résumé des points saillants du modèle d'évaluation et de ses équations d'estimation :

- L'échantillon utilisé dans le modèle d'évaluation est considérable. Il se compose de 422 961 prestataires qui ont soit participé au projet pilote relatif aux semaines réduites, soit étaient des membres du groupe témoin. La taille de l'échantillon est supérieure à la taille normalement requise pour produire des estimations micro-économétriques fiables. Les équations d'estimation résistent bien à des changements mineurs dans les spécifications ou l'étendue de l'échantillon observé[35]. Cela a été confirmé à de nombreuses reprises durant le processus d'estimation[36].

- Nos données (administratives) présentent une lacune évidente, à savoir qu'elles ne comportent qu'un nombre limité de variables pour les caractéristiques personnelles et les facteurs socio-économiques. Par exemple, les données administratives de Développement des ressources humaines canada (DRHC) ne renferment aucune information sur le niveau de scolarité des prestataires, le niveau de scolarité et le revenu de leurs conjoints, ni sur les activités de leurs enfants sur le marché du travail. Dans le cadre de notre étude, nous avons dû nous servir de l'information disponible et en tirer le plus grand nombre de conclusions possibles.

- L'équation de participation repose sur un modèle logistique. Cette approche permet de s'assurer que la probabilité estimative de la participation au programme d'un prestataire tombe dans une fourchette de 0 à 1. Dans cette équation, le sexe et l'âge du prestataire sont inclus à titre de contrôle pour les effets de ces caractéristiques personnelles sur la participation au programme. Le taux de chômage de la région de résidence du prestataire est utilisé pour saisir l'influence des conditions du marché de travail sur la probabilité de la participation. Une série de variables binaires concernant les provinces est incluse pour tenir compte des effets de la « culture provinciale ». Une autre série de variables binaires industrielles est utilisée pour tenir compte des différences systématiques dans les conditions sur le marché de travail dans les différents secteurs. Tous les coefficients estimatifs à l'exception de deux sont significatifs statistiquement au moins au niveau de 5 p. 100 et fournissent les indications prévues. Par exemple, un prestataire de sexe masculin est moins susceptible de participer au programme qu'un prestataire de sexe féminin. Plus la personne est avancée en âge, moins il est probable qu'elle y participera. D'un autre côté, dans une région où le taux de chômage est relativement élevé, le nombre de prestataires incités à accepter des *semaines réduites* de travail durant la PB est plus élevé. Cela laisse supposer que la demande de *semaines réduites* est déterminée dans une large mesure par la santé (ou la précarité) de

35 Par exemple, si nous éliminons au hasard 10 p. 100 des prestataires de l'échantillon et procédons de nouveau aux calculs, l'équation d'estimation ne change pas beaucoup par rapport aux équations de l'échantillon complet.

36 La taille de l'échantillon et le nombre réel de cas inclus au moment de l'estimation de chaque équation variaient légèrement. Cette situation est attribuable au fait que certains cas ne comportaient pas toute l'information nécessaire pour estimer les variables explicatives. Le logiciel utilisé exclut automatiquement ces cas de l'échantillon durant l'estimation. Étant donné que les trois équations d'estimation incluses au modèle n'utilisent pas la même liste de variables explicatives, le nombre réel de cas inclus au moment de l'estimation des équations varie légèrement.

l'économie. Lorsqu'il y a beaucoup d'emplois réguliers, la plupart des travailleurs préfèrent des emplois offrant des heures de travail régulières à des *semaines réduites* de travail. La série des variables binaires provinciales (0 et 1) donne une certaine idée de l'influence provinciale sur la participation au programme. Dans l'équation, la Colombie-Britannique est la « province de référence ». Donc, lorsque le coefficient pour une province est positif, cela signifie qu'un prestataire dans cette province particulière est plus susceptible de participer au programme qu'un prestataire de la Colombie-Britannique. La tendance est assez évidente : la participation au programme est très prononcée dans les provinces Maritimes; les provinces du Québec et de l'Ontario viennent en second; et les prestataires dans la région des Prairies et en Colombie-Britannique sont les moins enclins à travailler des *semaines réduites*.

L'équation de participation montre également que l'appartenance à un secteur industriel donné influence aussi dans une certaine mesure la décision d'une personne d'accepter des *semaines réduites* de travail. Les prestataires dans les secteurs de la pêche, de la foresterie, des transports-entreposage-communications, du commerce, des affaires et d'autres services variés sont plus susceptibles de travailler des *semaines réduites* que les prestataires du secteur de l'administration publique et des domaines de l'agriculture, de l'exploitation minière, de la fabrication, des finances-assurances-immobilier. Les agriculteurs et les mineurs sont pour la plupart des travailleurs saisonniers; on peut imaginer qu'ils aimeraient probablement travailler des *semaines réduites* durant les saisons mortes. La probabilité relativement faible de leur participation au programme est due vraisemblablement à un manque de *semaines réduites* pouvant être travaillées dans ces secteurs. Dans les secteurs de la fabrication, des finances-assurances-immobilier, les emplois sont généralement réguliers. Les personnes qui travaillent dans ces secteurs ne figurent pas parmi la majorité des participants aux *semaines réduites*, comme le montrent les coefficients estimatifs.

- La deuxième équation du modèle concerne les « *semaines réduites* de travail » du prestataire[37]. L'équation spécifie que les « *semaines réduites* de travail » dépendent d'un vecteur d'attributs personnels, de facteurs socio-économiques, du recours au régime d'assurance-emploi (AE) (la question de savoir si une personne est un nouvel entrant ou un rentrant, un réitérant[38], ou un bénéficiaire du supplément au revenu familial) et finalement de la participation ou non au programme. Les variables concernant le recours au régime d'AE sont incluses dans cette équation et non dans l'équation de participation. C'est que les règles de l'AE influencent directement le nombre de *semaines réduites* travaillées par un prestataire, mais pas nécessairement la décision d'un prestataire de participer au projet pilote. Par exemple, un prestataire peut être disposé à travailler une *semaine réduite* seulement; s'il avait accepté plus d'une *semaine réduite* durant la PB, le revenu familial total aurait été supérieur au maximum autorisé par la règle utilisée pour calculer le supplément au revenu familial et le

37 Une *semaine réduite* se définit comme une semaine durant laquelle les gains sont inférieurs à 150 $. Pour une explication détaillée de cette variable dépendante, voir les notes qui accompagnent le tableau 3.

38 Voir la note en bas de page nº 27.

prestataire aurait perdu le revenu additionnel provenant de ce programme. Tel que mentionné auparavant, pour contourner l'effet potentiel d'un *biais de sélection*, nous avons utilisé l'estimateur de Heckman pour procéder à l'estimation[39]. Le coefficient estimatif de la variable de participation est 1,97. Cela signifie qu'après avoir tenu compte des influences exercées par tous les autres facteurs, le projet augmente le nombre des *semaines réduites* d'un participant typique au programme de 1,97 semaine. Comme c'était le cas pour l'équation de participation, à quelques rares exceptions près, les coefficients estimatifs de cette équation fournissent les indications prévues et sont très significatifs du point de vue statistique. Leur interprétation est assez évidente et n'est pas décrite plus en détail ici.

- La dernière équation a trait aux « semaines de travail totales ». Comme nous l'avons soutenu plus haut, dans le cas des participants au programme, une *semaine réduite* de travail pourrait être suivie de semaines de travail additionnelles auprès de la même entreprise durant la PB. Cette équation vise à cerner l'« effet indirect » du projet, au moyen de l'inclusion dans la spécification du terme d'interaction « semaine réduites travaillées * participation au programme ». Là encore, pour éliminer tout risque d'un *biais de sélection*, nous avons utilisé l'estimateur de Heckman pour faire l'estimation des coefficients de cette équation. Le coefficient estimatif de cette variable est 0,22, ce qui est extrêmement proche du résultat de 0,23 obtenu au moyen de la méthode classique des moindres carrés utilisée dans la section « approximation première ». Ce résultat, ainsi que les preuves fournies par la deuxième équation du modèle confirment qu'aux fins de notre enquête, le *biais de sélection* ne constitue pas une préoccupation.

39 Voir la note en bas de page nº 30.

Modèle d'évaluation : équations estimatives

Équation nº 1 (composante du modèle) : probabilité de participation*

Variable dépendante (PARTICIPATION) : semaines de travail dont la rémunération est inférieure à 150 $ durant la BP=1, sinon=0
Échantillon : 422 961 cas
Cas inclus dans l'analyse : 417 017
Méthode : probabilité maximale — logit binaire

Variable**	Coefficient	Erreur-type	Statistique-Z	Signification
CONSTANT	-17,569	0,096	-182,052	0,000
MALE	-0,435	0,015	-27,570	0,000
AGE	-0,007	0,001	-10,583	0,000
URATE	2,037	0,010	202,554	0,000
NFL	2,778	0,140	19,839	0,000
PEI	1,650	0,616	2,676	0,007
NS	1,784	0,034	52,491	0,000
NB	7,710	0,104	74,161	0,000
QUE	1,658	0,020	83,314	0,000
ONT	2,252	0,025	89,746	0,000
MAN	-3,089	0,636	-4,860	0,000
SASK	-3,089	0,241	-12,811	0,000
ALB	-3,431	0,120	-28,679	0,000
TERRITORIES	0,176	1,145	0,154	0,878
AGRI	-0,195	0,057	-3,424	0,001
FISHING	1,881	0,191	9,837	0,000
FORESTRY	0,302	0,095	3,167	0,002
MINING	-1,129	0,131	-8,633	0,000
MANUF	-0,307	0,042	-7,255	0,000
CONS	-0,582	0,047	-12,478	0,000
TRS_ST_COM	0,290	0,048	5,983	0,000
TRADE	0,272	0,043	6,397	0,000
FIN_INS_RE	-0,423	0,056	-7,558	0,000
BUS_SER	0,088	0,046	1,889	0,059
ED_HEALTH	0,010	0,044	0,223	0,823
OTH_SER	0,348	0,043	8,160	0,000

Probabilité (statistique LR) = 0,000; McFadden-R au carré = 0,765

* Pour la définition des variables, voir la liste mnémonique à la fin de la présente annexe.

** Les variables « FEMALE », « BC » et « GOVERNMENT » sont des variables de *référence binaire* pour le sexe, la province et la classification des secteurs industriels dans l'estimation. Elles ne sont pas incluses dans la liste mnémonique.

Équation nº 2 (composante du modèle) : semaines réduites travaillées*

Variable dépendante (EXC_SW) : semaines de travail dont la rémunération est inférieure à 150 $ par semaine
Échantillon : 422 961 cas
Cas inclus dans l'analyse : 417 017
Méthode : estimateur variable instrumental de Heckman

Variable**	Coefficient	Erreur-type	Statistique-Z	Signification
CONSTANT	-1,154	0,021	-55,722	0,000
MALE	-0,288	0,006	-45,782	0,000
AGE	-0,000	0,000	0,063	0,950
URATE	0,145	0,002	96,582	0,000
NEW_REENT	0,165	0,019	8,535	0,000
REPEAT	0,236	0,006	37,977	0,000
FS	-0,153	0,010	-15,688	0,000
NFL	0,420	0,019	21,659	0,000
PEI	0,605	0,027	22,696	0,000
NS	0,469	0,015	31,670	0,000
NB	0,615	0,017	36,416	0,000
QUE	0,285	0,011	25,041	0,000
ONT	0,247	0,009	26,267	0,000
MAN	0,303	0,015	19,659	0,000
SASK	0,194	0,0171	11,353	0,000
ALB	0,214	0,011	18,893	0,000
TERRITORIES	-1,722	0,098	-17,652	0,000
REG_CLAIM	0,107	0,008	13,680	0,000
AGRI	-0,124	0,023	-5,412	0,000
FISHING	-0,985	0,033	-29,655	0,000
FORESTRY	-0,417	0,034	-12,219	0,000
MINING	-0,092	0,026	-3,571	0,000
MANUF	-0,156	0,014	-10,840	0,000
CONS	-0,058	0,016	-3,677	0,000
TRS_ST_COM	-0,001	0,017	-0,034	0,973
TRADE	0,304	0,015	20,552	0,000
FIN_INS_RE	0,103	0,019	5,298	0,000
BUS_SER	0,064	0,017	3,837	0,000
ED_HEALTH	-0,129	0,015	-8,630	0,000
OTH_SER	0,209	0,015	14,105	0,000
PARTICIPATION	1,971	0,015	131,141	0,000

Probabilité (statistique-F) = 0,000; R au carré rajusté = 0,435; Durbin-Watson = 1,995

* Pour la définition des variables, voir la liste mnémonique à la fin de la présente annexe.

** Les variables « FEMALE », « BC » et « GOVERNMENT » sont des variables de *référence binaire* pour le sexe, la province et la classification des secteurs industriels dans l'estimation. Elles ne sont pas incluses dans la liste mnémonique.

Équation nº 3 (composante du modèle) : nombre total de semaines de travail*				
Variable dépendante (WKS_STAT) : nombre total de semaines de travail durant la PB Échantillon : 422 961 cas Cas inclus dans l'analyse : 422 961 Méthode : estimateur variable instrumental de Heckman				
Variable**	**Coefficient**	**Erreur-type**	**Statistique-Z**	**Signification**
CONSTANT	26,764	0,025	1051,994	0,000
MALE	-0,431	0,008	-53,433	0,000
AGE	-0,001	0,000	2,112	0,034
URATE	-0,216	0,003	-77,440	0,000
NFL	-0,557	0,028	-20,147	0,000
PEI	-1,165	0,039	-29,891	0,000
NS	-0,056	0,022	-2,606	0,009
NB	-1,177	0,025	-46,679	0,000
QUE	-0,136	0,016	-8,515	0,000
ONT	-0,061	0,013	-4,541	0,000
MAN	-0,122	0,022	-5,533	0,000
SASK	-0,171	0,024	-6,985	0,000
ALB	-0,281	0,016	-17,699	0,000
TERRITORIES	1,567	0,141	11,110	0,000
EXC_SW*				
PARTICIPATION	0,219	0,008	28,550	0,000
Probabilité (statistique-F) = 0,000; R au carré rajusté = 0,085; Durbin-Watson = 1,999 * Pour la définition des variables, voir la liste mnémonique à la fin de la présente annexe. ** Les variables « FEMALE », « BC » et « GOVERNMENT » sont des variables de *référence binaire* pour le sexe, la province et la classification des secteurs industriels dans l'estimation. Elles ne sont pas incluses dans la liste mnémonique.				

Équation nº 4 (équation supplémentaire) : nombre de semaines réduites travaillées*

Variable dépendante (EXC_SW) : semaines de travail dont la rémunération est inférieure à 150 $ durant la PB
Échantillon : 422 961 cas
Cas inclus dans l'analyse : 417 017
Méthode : méthode classique des moindres carrés

Variable**	Coefficient	Erreur-type	Statistique-t	Signification
CONSTANT	-1,152	0,020	-57,865	0,000
MALE	-0,283	0,006	-46,492	0,000
AGE	-0,000	0,000	1,784	0,075
URATE	0,146	0,001	115,746	0,000
NEW_REENT	0,143	0,019	7,601	0,000
REPEAT	0,192	0,006	31,870	0,000
FS	-0,154	0,009	-16,272	0,000
NFL	0,425	0,019	22,567	0,000
PEI	0,615	0,026	24,044	0,000
NS	0,475	0,014	33,426	0,000
NB	0,625	0,016	39,677	0,000
QUE	0,292	0,010	28,169	0,000
ONT	0,246	0,009	27,024	0,000
MAN	0,305	0,015	20,464	0,000
SASK	0,195	0,017	11,818	0,000
ALB	0,214	0,011	19,623	0,000
TERRITORIES	-1,736	0,095	-18,356	0,000
REG_CLAIM	0,095	0,008	12,439	0,000
AGRI	-0,116	0,022	-5,246	0,000
FISHING	-0,980	0,032	-30,417	0,000
FORESTRY	-0,409	0,033	-12,330	0,000
MINING	-0,087	0,025	-3,465	0,000
MANUF	-0,155	0,014	-11,140	0,000
CONS	-0,047	0,015	-3,083	0,002
TRS_ST_COM	0,002	0,017	0,129	0,898
TRADE	0,299	0,014	20,842	0,000
FIN_INS_RE	0,097	0,019	5,111	0,000
BUS_SER	0,063	0,016	3,903	0,000
ED_HEALTH	-0,127	0,015	-8,710	0,000
OTH_SER	0,208	0,014	14,463	0,000
PARTICIPATION	1,975	0,009	210,652	0,000

Probabilité (statistique-F) = 0,000; R au carré rajusté = 0,468; Durbin-Watson = 1,999

* Pour la définition des variables, voir la liste mnémonique à la fin de la présente annexe.

** Les variables « FEMALE », « BC » et « GOVERNMENT » sont des variables de *référence binaire* pour le sexe, la province et la classification des secteurs industriels dans l'estimation. Elles ne sont pas incluses dans la liste mnémonique.

Équation nº 5 (équation supplémentaire) : nombre total de semaines de travail*

Variable dépendante (WKS_STAT) : nombre total de semaines de travail durant la PB
Échantillon : 422 961 cas
Cas inclus dans l'analyse : 422 961
Méthode : méthode classique des moindres carrés

Variable**	Coefficient	Erreur-type	Statistique-t	Signification
CONSTANT	26,737	0,022	1242,911	0,000
MALE	-0,395	0,008	-50,346	0,000
AGE	-0,001	0,000	2,509	0,012
URATE	-0,218	0,002	-126,932	0,000
NFL	-0,557	0,027	-20,471	0,000
PEI	-1,171	0,037	-31,459	0,000
NS	-0,095	0,021	-4,593	0,009
NB	-1,184	0,022	-52,889	0,000
QUE	-0,172	0,014	-11,921	0,000
ONT	-0,055	0,013	-4,118	0,000
MAN	-0,095	0,022	-4,366	0,000
SASK	-0,143	0,024	-5,920	0,000
ALB	-0,254	0,016	-16,278	0,000
TERRITORIES	1,646	0,138	11,903	0,000
EXC_SW*				
PARTICIPATION	0,234	0,002	109,417	0,000

Probabilité (statistique-F) = 0,000; R au carré rajusté = 0,108; Durbin-Watson = 1,998

* Pour la définition des variables, voir la liste mnémonique à la fin de la présente annexe.

** Les variables « FEMALE », « BC » et « GOVERNMENT » sont des variables de *référence binaire* pour le sexe, la province et la classification des secteurs industriels dans l'estimation. Elles ne sont pas incluses dans la liste mnémonique.

Liste mnémonique : définitions des variables

AGE : Âge du prestataire au début de la période de prestations.

AGRI : Variable binaire égale à « 1 », si le prestataire travaille dans le domaine de l'agriculture, sinon la variable est égale à « 0 ».

ALB : Variable binaire égale à « 1 », si le lieu de résidence le plus récent du prestataire est l'Alberta, sinon la variable est égale à « 0 ».

BUS_SER : Variable binaire égale à « 1 », si le prestataire travaille dans le domaine des « services d'affaires », sinon la variable est égale à « 0 ».

CONS : Variable binaire égale à « 1 », si le prestataire travaille dans le domaine de la « construction », sinon la variable est égale à « 0 ».

ED_HEALTH : Variable binaire égale à « 1 », si le prestataire travaille dans les domaines « éducation, santé et services connexes », sinon la variable est égale à « 0 ».

EXC_SW : Nombre de *semaines réduites* (rémunération hebdomadaire inférieure à 150 $ par semaine) travaillées durant la PB.

FIN_INS_RE : Variable binaire égale à « 1 », si le prestataire travaille dans les domaines « finances, assurance et immobilier », sinon la variable est égale à « 0 ».

FISHING : Variable binaire égale à « 1 », si le prestataire travaille dans les domaines « pêches et trappage », sinon la variable est égale à « 0 ».

FORESTRY : Variable binaire égale à « 1 », si le prestataire travaille dans le domaine de la « foresterie », sinon la variable est égale à « 0 ».

FS : Variable binaire égale à « 1 », si le prestataire touche le supplément au revenu familial, sinon la variable est égale à « 0 ».

MALE : Variable binaire égale à « 1 », si le prestataire est un homme, sinon la variable est égale à « 0 ».

MAN : Variable binaire égale à « 1 », si le lieu de résidence le plus récent du prestataire est le Manitoba, sinon la variable est égale à « 0 ».

MANUF : Variable binaire égale à « 1 », si le prestataire travaille dans le domaine de la « fabrication », sinon la variable est égale à « 0 ».

MINING : Variable binaire égale à « 1 », si le prestataire travaille dans les domaines « mines, carrières et puits de pétrole », sinon la variable est égale à « 0 ».

NB : Variable binaire égale à « 1 », si le lieu de résidence le plus récent du prestataire est le Nouveau-Brunswick, sinon la variable est égale à « 0 ».

NEW_REENT : Variable binaire égale à « 1 », si le prestataire est un membre du groupe « nouveaux venus et rentrants », sinon la variable est égale à « 0 ».

NFL : Variable binaire égale à « 1 », si le lieu de résidence le plus récent du prestataire est Terre-Neuve, sinon la variable est égale à « 0 ».

NS : Variable binaire égale à « 1 », si le lieu de résidence le plus récent du prestataire est la Nouvelle-Écosse, sinon la variable est égale à « 0 ».

ONT : Variable binaire égale à « 1 », si le lieu de résidence le plus récent du prestataire est l'Ontario, sinon la variable est égale à « 0 ».

OTH_SER : Variable binaire égale à « 1 », si le prestataire travaille dans les domaines « services autres que « administration publique et défense » et les secteurs de service indiqués », sinon la variable est égale à « 0 ».

PARTICIPATION : Variable binaire égale à « 1 », si le prestataire a travaillé quelques *semaines réduites* (rémunération hebdomadaire inférieure à 150 $ par semaine) durant la PB, sinon la variable est égale à « 0 ».

PEI : Variable binaire égale à « 1 », si le lieu de résidence le plus récent du prestataire est l'Île-du-Prince-Édouard, sinon la variable est égale à « 0 ».

QUE : Variable binaire égale à « 1 », si le lieu de résidence le plus récent du prestataire est le Québec, sinon la variable est égale à « 0 ».

REG_CLAIM : Variable binaire égale à « 1 », si la personne est un prestataire qui touche des « prestations ordinaires d'AE », sinon la variable est égale à « 0 ».

REPEAT : Variable binaire égale à « 1 », si le prestataire, au moment de la présentation d'une nouvelle demande d'AE, avait touché des « prestations ordinaires d'AE » pendant cinq semaines ou plus depuis le 1er juillet 1996, sinon la variable est égale à « 0 ».

SASK : Variable binaire égale à « 1 », si le lieu de résidence le plus récent du prestataire est la Saskatchewan, sinon la variable est égale à « 0 ».

TERRITORIES : Variable binaire égale à « 1 », si le lieu de résidence le plus récent du prestataire est les Territoires du Nord-Ouest ou le Yukon, sinon la variable est égale à « 0 ».

TRADE : Variable binaire égale à « 1 », si le prestataire travaille dans les domaines « vente en gros ou au détail », sinon la variable est égale à « 0 ».

TRS_ST_COM : Variable binaire égale à « 1 », si le prestataire travaille dans les domaines « transport, entreposage, communication et autres services publics », sinon la variable est égale à « 0 ».

URATE : Taux de chômage dans la région où réside le prestataire.

Annexe B : Répartition des gains hebdomadaires moyens des participants au programme

Dans le texte principal du présent rapport, nous avons mentionné brièvement les conséquences de la limite hebdomadaire fixée à 150 $ pour les *semaines réduites* sur le comportement des travailleurs durant la période de base (PB). Le tableau ci-dessous, qui montre la répartition des gains hebdomadaires moyens des participants au programme durant la PB selon le sexe, fournit des détails additionnels à cet égard.

Répartition des gains hebdomadaires moyens durant la PB : participants au programme dans les 31 régions visées par le projet pilote relatif aux semaines réduites, de novembre 1998 à août 2001

	Hommes		Femmes	
Rémunération hebdomadaire	**Pourcentage**	**Pourcentage cumulatif**	**Pourcentage**	**Pourcentage cumulatif**
$0-49	0,00	0,00	0,01	0,01
$50-99	0,18	0,18	0,62	0,63
$100-149	1,54	1,73	5,73	6,36
$150-199	4,96	6,69	15,63	22,00
$200-249	9,00	15,68	19,28	41,27
$250-299	12,18	27,87	17,56	58,83
$300-349	12,91	40,78	13,58	72,42
$350-399	11,05	51,83	9,17	81,59
$400-449	9,26	61,09	5,99	87,58
$450-499	8,08	69,16	4,17	91,75
$500-549	6,90	76,06	2,96	94,71
$550-599	5,72	81,78	1,95	96,66
$600-649	4,61	86,39	1,26	97,91
$650-699	3,83	90,21	0,78	98,69
$700-749	2,83	93,04	0,55	99,23
$750-800	6,96	100,00	0,77	100,00

Les statistiques descriptives montrent qu'environ 1,7 p. 100 seulement des participants et 6,4 p. 100 des participantes ont touché une rémunération inférieure à la limite de 150 $ prévue dans la définition des semaines réduites, de novembre 1998 à août 2000. Pour ces prestataires, l'objectif du programme consistant à encourager les travailleurs à accepter tout travail qui leur était offert durant la PB était clairement justifiable. En acceptant ainsi

tout le travail disponible, ces prestataires ont augmenté leurs gains, les prestations d'assurance-emploi (AE) et la durée de leur admissibilité à celles-ci. Les prestataires dont la rémunération hebdomadaire mensuelle était supérieure à 150 $ étaient également disposés à accepter des semaines de travail dont la rémunération était inférieure à 150 $ par semaine s'ils étaient au chômage, mais ils étaient moins enclins à accepter une semaine de travail qui leur fournirait des gains entre « 150 $ et la moyenne de leur rémunération hebdomadaire » durant la PB. Les données révèlent que plus de 98 p. 100 des participants et 93 p. 100 des participantes dans les 31 régions participant au projet pilote appartenaient à ce dernier groupe.

Annexe C : Note technique à propos des sources de données

Durant l'évaluation du projet pilote relatif aux semaines réduites de travail, nous nous sommes servis essentiellement des données administratives de Développement des ressources humaines Canada (DRHC). Les données de base concernant les demandes, y compris l'information sommaire relative à celles-ci, les attributs personnels et l'emplacement géographique, ont été tirées du profil vectoriel. Ce fichier est maintenu par Développement des données aux fins de la recherche, de l'analyse et de l'évaluation. Il est établi à l'aide des données contenues dans le Fichier principal des prestations et des trop-payés (le fichier utilisé par DRHC pour traiter les demandes de prestations d'assurance-emploi et pour verser les prestations) et est mis à jour trimestriellement.

Dans le cadre de l'évaluation, il a fallu obtenir également de l'information concernant les relevés d'emploi (RE) des prestataires. On s'est servi du fichier RE maintenu par Développement des données, et ces données ont été complétées par des données plus détaillées concernant les gains provenant des systèmes de DRHC. Plus particulièrement, la Direction des systèmes nous a fourni des données provenant de la base de données Système de soutien aux agents (SSA).

Le SSA est un outil sur micro-ordinateur qui est utilisé par les agents de l'assurance-emploi (AE) pour évaluer les demandes de prestations d'assurance-emploi. Cet outil offre deux fonctions principales : 1) un logiciel appliquant des règles pour évaluer et calculer les prestations suite à la présentation d'une demande en se fondant sur les politiques et procédures établies, et 2) une interface avec le Système à accès direct de l'assurance (SADA). Les données d'intrant du SSA et les calculs qui en découlent sont enregistrés dans le réseau local (RL) des bureaux locaux de DRHC.

Pour effectuer les calculs relatifs aux demandes de prestations incluant des *semaines réduites*, on fait fortement appel au SSA. Le système renferme de l'information à propos des gains obtenus durant chaque semaine de la période de base. Les gains hebdomadaires sont extraits du champ 15C du RE, de la demande de prestations d'AE, du questionnaire portant sur les semaines réduites, des gains obtenus durant la période de prestations ou des dossiers de la paie du prestataire ou de l'employeur. L'agent examine les gains hebdomadaires pour distinguer les *semaines réduites* des semaines régulières, pour comparer le nombre total de semaines au dénominateur régional et pour établir quelles *semaines réduites* doivent être exclues. Les gains hebdomadaires et les résultats de l'évaluation de l'agent sont enregistrés dans le RL.

Il y a deux ans, durant l'évaluation initiale des projets d'ajustement des semaines réduites de 1997-1998, Évaluation et Développement des données (ÉDD) a obtenu les données

relatives aux gains hebdomadaires du RL de chaque bureau local. Près de 100 bureaux ont envoyé à l'AC des données à propos des *semaines réduites*. Chaque fichier a été converti du logiciel du SSA en un format ASCII au moyen d'un programme mis au point par la Direction des systèmes. Une fois converties, les données des bureaux locaux ont été transférées du micro-ordinateur au processeur central aux fins de traitement à ÉDD.

En 1999, la Direction des systèmes a commencé à centraliser les fichiers des *semaines réduites*. Elle a graduellement transféré les données des bureaux locaux à quatre centres de technologie de l'information (CTI) répartis dans l'ensemble du pays. En août 2000, le transfert était à moitié terminé.

Aux fins de la présente évaluation, il a été nécessaire d'obtenir les données en utilisant deux méthodes. Dans le cas des bureaux dont les données n'avaient pas été transférées, ÉDD a appliqué la même méthode que celle utilisée durant l'évaluation initiale, c'est-à-dire qu'elle a obtenu les données directement du bureau local. Dans le cas des bureaux dont les données avaient été transférées, une nouvelle série de procédures a été mise en œuvre. La Direction des systèmes a créé des programmes additionnels pour extraire les données nécessaires de la base de données du SSA et pour convertir les données d'un format UNISYS à un format lisible IBM. Les systèmes ont appliqué des normes rigoureuses aux programmes d'extraction avant de les transmettre aux centres de technologie de l'information pour exécution. Ils ont soumis les programmes à une série de tests en se servant d'un fichier de données de travail, et ont également demandé à ÉDD de mener une autre série de tests pour s'assurer que les fichiers étaient lisibles et renfermaient l'information nécessaire. Une fois que le programme mis au point par la Direction des systèmes a été approuvé, de la documentation s'y rapportant a été élaborée et une date de mise en œuvre a été fixée de concert avec les CTI. Le programme a été exécuté aux CTI et les données ont été copiées sur des cassettes et envoyées à ÉDD.

ÉDD a combiné les fichiers reçus des quatre CTI et des quelque 45 bureaux locaux dont les données n'avaient pas encore été transférées. À ce moment-là, le fichier combiné renfermait des données *administratives* et non des données de recherche. Il s'agissait de données provenant de fichiers de travail, dont les champs pouvaient servir à indiquer une situation particulière aux agents mais auxquels les agents ne retournaient pas nécessairement pour éliminer l'indicateur si la situation ne se concrétisait pas. En raison de cela, les données ne pouvaient pas toujours être acceptées telles quelles. De plus, les données n'étaient pas fournies dans un format permettant leur analyse. Les gains étaient signalés par RE et non par période de base. Il a fallu procéder à un reformatage considérable pour isoler les semaines dans la période de base, pour combiner les gains provenant de divers emplois et pour repérer les semaines sans rémunération entre les RE. Le rapprochement des gains totaux indiqués dans les RE et le Fichier principal des prestations et des trop-payés avec les gains hebdomadaires présentait un autre défi. Il a fallu procéder à un « nettoyage » considérable des données avant que le fichier puisse être utilisé à des fins d'analyse.

Annexe D : 31 régions économiques visées par le « Projet pilote de l'AE relatif aux semaines réduites, 1998-2001 »

Terre-Neuve-Labrador
St. John's, Terre-Neuve
Île-du-Prince-Édouard
Est de la Nouvelle-Écosse (c.-à-d. Guysborough, Louisbourg, North Shore, etc.)
Centre de la Nouvelle-Écosse (c.-à-d. Truro, Springhill, New Glasgow, etc.)
Kings, Nouvelle-Écosse (c.-à-d. Lunenburg, Kingston, Windsor, etc.)
Yarmouth, Nouvelle-Écosse (c.-à-d. Liverpool, Weymouth, Middleton, etc.)
Restigouche-Charlotte, Nouveau-Brunswick (c.-à-d. Campobello, Bathurst, Shediac, etc.)
Fredericton-Moncton-Saint-Jean, Nouveau-Brunswick
Est du Québec (c.-à-d. Matane, Rimouski, Gaspé, etc.)
Nord du Québec (c.-à-d. Matagami, Sept-Îles, Baie Comeau, etc.)
Centre du Québec (c.-à-d. Magog, Joliette, Asbestos, etc.)
Ouest du Québec (c.-à-d. Maniwaki, Temiscaming, Rouyn-Noranda, etc.)
Chicoutimi-Jonquière, Québec
Trois-Rivières, Québec
Québec, Québec
Montréal, Québec
Sherbrooke, Québec
Hull, Québec
Est de l'Ontario (c.-à-d. Brockville, Gananoque, Kingston, etc.)
Nord-centre de l'Ontario, (c.-à-d. Parry Sound, Peterborough, Owen Sound, etc.)
Nord de l'Ontario, (c.-à-d. Elliot Lake, Kenora, Moosonee, etc.)
Niagara, Ontario
Huron, Ontario
Sudbury, Ontario
Nord du Manitoba (c.-à-d. Lynn Lake, Flin Flon, The Pas, etc.)
Nord de la Saskatchewan (c.-à-d. Prince Albert, La Ronge, Buffalo Narrows, etc.)
Intérieur Sud de Colombie-Britannique (c.-à-d. Cranbrook, Kamloops, Vernon, etc.)
Région côtière du sud de Colombie-Britannique (c.-à-d. Port Alberni, Powell River, Comox, etc.)
Nord de la Colombie-Britannique (c.-à-d. Fort Nelson, Prince Rupert, Prince George, etc.)
Yukon/Territoires du Nord-Ouest